



**Groupement de Recherches Economiques  
et Sociales**

<http://www.gres-so.org>

**IFReDE  
&  
LEREPS**

**Université Montesquieu-Bordeaux 4**

**Université des Sciences Sociales Toulouse 1**

---

## ***Cahiers du GRES***

---

### **L'arbitrage coûts/bénéfices de la mobilité spatiale des jeunes actifs**

*Marie-Benoît MAGRINI*

*LEREPS – GRES*

Université de Toulouse I  
21, allée de Brienne  
31000 TOULOUSE

[marie-benoit.magrini@univ-tlse1.fr](mailto:marie-benoit.magrini@univ-tlse1.fr)

---

**Cahier n° 2006 - 26**

novembre 2006

---

## **L'arbitrage coûts/bénéfices de la mobilité spatiale des jeunes actifs**

### **Résumé**

*La mobilité géographique liée à l'emploi peut être considérée comme une stratégie visant à saisir des opportunités professionnelles extérieures au marché local du travail de l'individu. En ce sens, les migrants devraient avoir de meilleurs salaires que les non-migrants ; et ce d'autant plus que l'effort de migration doit être a priori compensé par les avantages obtenus dans le nouvel emploi, selon le mécanisme de l'arbitrage coûts/bénéfices. Néanmoins, des caractéristiques inobservables peuvent biaiser à la hausse ou à la baisse le salaire des individus et leur probabilité de migrer. A partir des distances parcourues, entre la zone d'emploi à la fin des études et la zone de l'emploi à trois ans des jeunes sortis du système de formation initiale en 1998, nous déterminons le rendement « réel » de la mobilité spatiale issu de l'arbitrage coûts/bénéfices de la décision de migration de jeunes actifs.*

**Mots-clé :** distance, mobilité spatiale, capital humain, insertion professionnelle, biais de sélection, biais d'endogénéité

### **The income-distance trade-off of migrants young workers**

### **Abstract**

*Spatial mobility can be seen as an employment strategy to obtain job opportunities located into a different local labor market than the individual origin's local market. That is migrants should have higher wages than non-migrants, as much more than migration effort should be compensated by job advantages following migration, according to the costs/benefits trade-off mechanism. Nevertheless some unobservable characteristics could generate higher or lower earnings as well as higher or lower migration probabilities. By considering migration's distance of young workers, between the local labor markets at the end of their studies and three years later, we evaluate the real migration return of spatial mobility which reveal their migration costs/benefits trade-off.*

**Keywords:** distance, spatial mobility, human capital, youth'entry into the labour market, selection bias, endogenous bias

**JEL :** J61, J24, R23, C34, C35

Les travaux fondateurs de l'analyse économique de la décision de migrer placent la quête de meilleurs revenus comme un motif essentiel de la décision de migration (Hicks 1932, Makover 1938, 1939, 1940, Sjaastad 1962). Pour autant, cela n'épuise pas les nombreuses autres raisons pouvant influencer les individus dans leur décision. La recherche d'un cadre de vie plus agréable, d'un climat plus clément, un rapprochement familial sont autant de motifs susceptibles de renforcer le choix de migration. En outre, même si la migration peut permettre à l'individu d'accéder à une situation meilleure, d'autres facteurs peuvent contraindre cette décision, tels que l'attachement à ses origines, la présence d'enfants, ou encore, le capital social. Le choix de migrer apparaît donc comme le résultat d'un arbitrage entre les bénéfices escomptés dans la nouvelle situation obtenue après la migration et les coûts consécutifs à cette décision (Sjaastad *op.cit.*).

Il semble évident que dans cet arbitrage le poids de ces éléments peut différer d'un individu à l'autre en fonction de ses préférences et de ses objectifs, qui dépendent eux-mêmes du cycle de vie de l'individu. Greenwood (1997) rappelle ainsi que la recherche d'emploi ou de salaires plus élevés reste la motivation principale des individus en situation d'activité. Dans le même esprit, Brutel, Jegou et Rieu (2004) constatent une association fréquente entre la mobilité géographique et la promotion professionnelle des actifs, dans une étude sur les migrations internes<sup>1</sup> en France. Chez les individus actifs, l'arbitrage coûts/bénéfices de la migration peut donc être saisi au travers d'une stratégie d'amélioration de l'emploi, compte tenu d'autres facteurs qui peuvent renforcer ou freiner la migration. En d'autres termes, si la migration est liée à l'emploi, elle peut être considérée comme l'aboutissement d'un processus de recherche d'emploi (Molho 1986) qui correspond à la saisie d'une opportunité professionnelle amortissant les coûts de migration. Dès lors, on peut s'attendre à ce que les migrants aient de meilleurs salaires que leurs homologues sédentaires du fait que les conditions d'emploi obtenues soient associées à de plus fortes rémunérations et du fait que celles-ci doivent compenser les coûts de migration consentis. Ainsi, en fonction de ces coûts de migration, un rendement salarial de la mobilité spatiale peut être évalué.

Dans cette perspective, l'économiste est confronté à une difficulté majeure : celle de savoir si l'amélioration de la situation d'emploi du migrant est liée à la saisie d'une opportunité salariale existant *ex-ante* ou si l'individu migrant dispose de caractéristiques particulières qui créent *ex-post* une meilleure rémunération dans l'emploi par rapport aux individus sédentaires (Nakosteen et Zimmer 1980). En d'autres termes, il s'agit de savoir si les migrants auraient de toute façon de meilleurs salaires que les non-migrants s'ils n'avaient pas migré. On peut en effet se demander si les migrants ne sont pas plus « performants » que les sédentaires, du fait que leur choix de migrer révèle une plus grande motivation, habileté ou capacité d'adaptation, créant un effet de sélection (ou d'auto-sélection) propre aux migrants. Pour contourner cette difficulté, les études ont constitué des groupes d'individus relativement homogènes pour contrôler l'influence de ces caractéristiques inobservables pouvant biaiser l'estimation de l'impact de la migration sur le salaire. Cette hétérogénéité inobservée peut en effet jouer différemment selon le profil des individus. C'est pourquoi nombre d'études ont distingué les migrants en fonction de leur niveau en capital humain. Drapier et Jayet (2002) ou Yankow (2003) ont ainsi séparé les jeunes « peu éduqués » des jeunes « très éduqués ».

---

<sup>1</sup> Au sein des migrations, on distingue les « migrations internes », à l'échelle d'un pays, des « migrations internationales » entre pays. De plus, on entend le plus souvent par « migration » un changement de résidence. Dans une acception plus large, la migration peut être assimilée à tout déplacement dans l'espace, d'où l'emploi du terme générique de « mobilité spatiale » ou de « mobilité géographique ».

Pour autant, la revue de la littérature sur le sujet montre une grande diversité de résultats et permet donc difficilement de statuer sur l'effet de caractéristiques inobservables propres aux migrants (*ie.* « effet de sélection »).

Concernant l'étude de la migration chez les actifs, celle des jeunes actifs (*ie.* des jeunes sortis depuis peu de temps du système de formation initiale) reste peu étudiée, comme le relèvent Damette et Scheibling (2003). Particulièrement en France où les recherches spécifiques sur la mobilité géographique des primo-entrants sur le marché du travail s'avèrent peu nombreuses (Dumartin 1995, Drapier et Jayet *op. cit.*, Margirier 2004, Détang-Dessendre, Drapier et Jayet 2004). Or, il est clair que l'étude de la mobilité chez les jeunes actifs revêt un grand intérêt. D'abord, il est reconnu que les jeunes sont plus mobiles qu'à tout autre moment de leur vie (Long 1988, Goux 1991, Pailhé et Solaz 2001). De par sa jeunesse, l'individu n'a pas encore forcément de l'ancienneté dans l'entreprise<sup>2</sup>, le capital humain spécifique acquis sur le marché du travail est relativement réduit et les contraintes familiales peuvent être moins importantes. Leurs coûts attachés au choix de migrer sont donc susceptibles d'être différents de ceux d'individus plus âgés. Ensuite, les débuts dans la vie active structurent durablement le reste de la carrière professionnelle de l'individu (Dubar 1991, Le Minez et Roux 2002). La mobilité spatiale devient ainsi un moyen pour le jeune de trouver un emploi pouvant lui assurer une meilleure stabilisation et progression professionnelles. Face aux difficultés croissantes rencontrées par les jeunes pour s'insérer, la mobilité géographique apparaît en effet comme étant une stratégie d'insertion (Drapier 2001). Etudier le processus de décision de migration des jeunes individus actifs peut alors permettre d'évaluer si les jeunes migrants bénéficient d'un surplus salarial par rapport aux sédentaires et d'identifier les facteurs de l'arbitrage coûts/bénéfices qui les a conduits à migrer.

L'enquête « Génération 98 »<sup>3</sup> du Céreq est mobilisée pour étudier cet arbitrage « coûts/bénéfices » des jeunes migrants en emploi. A cette fin, l'échantillon a été partitionné en différents groupes selon leur niveau de capital humain initial. Cette partition repose ici sur les niveaux d'études certifiés. Il est attendu en effet qu'en fonction du potentiel productif à valoriser, dont le signal est avant tout le diplôme (Spence 1973), le comportement migratoire soit plus ou moins rentabilisé. D'autres hypothèses confortent le choix de ces échantillons. D'abord, il est possible que les individus les moins formés, faisant face à une homogénéité spatiale de la distribution des salaires (Rose 1998), ne retirent pas d'avantage de la migration (Drapier *op. cit.*, Détang et al. *op. cit.*). Ils doivent donc être distingués des hauts niveaux de formation. Ensuite, les caractéristiques inobservables sont susceptibles d'induire différents effets de sélection selon les individus. Chaque niveau d'études a donc d'abord été considéré séparément, notamment pour connaître les différences de comportement de mobilité. Mais la similitude des comportements et des résultats des estimations, nous ont permis d'opérer des regroupements afin de proposer ici une présentation synthétique des résultats. Dans ce qui suit, nous distinguerons les niveaux supérieurs au bac (niveaux *Sup*), dont les niveaux Bac+5 et les Bac+2/+3/+4, et les niveaux inférieurs ou égal au Bac (niveaux *Inf*). Pour une analyse plus détaillée des niveaux, le lecteur pourra se référer à Magrini (2006). Enfin, les faibles différences dans le comportement de mobilité et son impact sur le salaire entre les hommes et les femmes ont conduit à conserver l'ensemble des jeunes. Les différences de déterminants

---

<sup>2</sup> Le peu d'ancienneté sur le marché du travail induit que le risque de perdre leur emploi est le plus élevé (Behagel 2003).

<sup>3</sup> L'enquête Génération 98 du Céreq a interrogé en 2001 plus de 55 000 jeunes représentatifs des 742 000 jeunes sortis du système de formation initiale en 1998 sur leur parcours, depuis leur formation initiale jusqu'à leur dernier emploi occupé en 2001. Précisons aussi que plus de 80% de l'échantillon mobilisé appartient à la classe d'âge des 18-24 ans.

hommes/femmes peuvent en effet apparaître plus différenciés en cours de carrière qu'en début de vie active.

L'article s'articule de la manière suivante. Dans une première section, nous précisons le repérage temporel et territorial retenu pour observer la mobilité spatiale de ces jeunes actifs. Celle-ci sera envisagée comme un changement de Zone d'Emploi entre la fin des études et l'emploi occupé trois ans après la sortie du système de formation initiale. Dans ce repérage, nous mettrons en avant le rôle majeur joué par la distance et rappellerons le lien fondamental qui relie la distance aux coûts de migration.

La deuxième section explicite ce lien au travers d'un modèle de prospection d'emploi spatialisé. La décision de migrer se formalise alors comme l'obtention d'une opportunité professionnelle amortissant les coûts de migration évalués au travers de la distance parcourue. Nous supposons ainsi que les migrants doivent bénéficier d'un rendement de la migration associé à la compensation des coûts consentis dans cet effort de migration. Néanmoins, des facteurs inobservables peuvent influencer à la fois la décision de migrer et le salaire, créant un effet d'auto-sélection propre aux migrants. Soit ce sont les individus qui bénéficient de qualités intrinsèques favorables qui migrent et qui ont *de facto* de meilleurs salaires que les sédentaires. Soit au contraire, ce sont les individus pâtissant de caractéristiques inobservables défavorables qui sont contraints de migrer pour trouver un emploi et ils ont des salaires moins élevés que les sédentaires du fait de ces facteurs défavorables. L'existence de ces facteurs inobservables peut alors biaiser l'estimation du rendement de la migration vue comme une compensation des coûts de migration.

Nous proposons dans les sections suivantes d'estimer le rendement de la distance parcourue lors du changement de ZE (entre la fin des études et l'emploi à trois ans) en contrôlant l'effet de ces inobservables. Pour cela, la troisième section étudie ce choix de migration au regard de déterminants individuels, tels que le niveau d'études et les contraintes familiales, et en fonction des caractéristiques territoriales. La quatrième section met ensuite ces déterminants de la distance parcourue en relation avec le salaire reçu dans l'emploi pour révéler l'arbitrage coûts/bénéfices de la décision de migrer. Différents profils de migrants sont ainsi définis en fonction du rendement de la migration obtenu.

## **1. Le repérage de la mobilité spatiale des jeunes en insertion professionnelle**

Pour étudier la mobilité spatiale, il est nécessaire de définir dans le temps les points de départ et d'arrivée entre lesquels la migration est observée. De par la spécificité de la population observée, nous proposons d'observer la mobilité entre deux moments clés de la trajectoire des jeunes entrants sur le marché du travail : celui de la fin de leurs études et celui supposé de la fin de leur insertion professionnelle (1.1). Il convient ensuite de s'interroger sur l'échelle géographique pertinente pour rendre compte de ces mobilités (1.2). Si la plupart des études sur la migration reposent sur des échelles régionales, nous pouvons constater qu'à l'échelle infra-régionale des ZE ces mobilités peuvent doubler. En outre, plus l'échelle d'analyse est de taille réduite, plus la précision de la distance de migration devient essentielle pour rendre compte de la plus grande hétérogénéité des distances parcourues (1.2). Celles-ci reflètent les coûts de migration mis en avant par nombre de modèles, mais qui restent cependant peu considérés dans les estimations empiriques (1.3).

## **1.1. Le repérage temporel**

D'abord, en ce qui concerne la période d'observation, l'étude de l'insertion des jeunes de la Génération 98 (Céreq 2002) montre une importante instabilité des trajectoires. La plus grande majorité des jeunes a connu plusieurs emplois au cours des débuts de vie active (l'emploi occupé à date d'enquête correspond au premier emploi pour moins d'un tiers des jeunes). Nous avons donc choisi d'observer le dernier emploi occupé, trois ans après la sortie du système de formation initiale, qui est plus proche d'une forme de stabilisation dans l'emploi que le premier emploi occupé<sup>4</sup>. D'ailleurs, les deux tiers des jeunes en emploi déclarent être satisfaits de leur emploi et ne pas être à la recherche d'un nouvel emploi, et ce indépendamment de leur contrat de travail. L'échantillon retenu est ainsi constitué de près de 41 000 jeunes hommes et femmes sortis du système éducatif en 1998 et en situation d'emploi en 2001<sup>5</sup>.

Ensuite, l'étude des mobilités spatiales montre que les migrations sont plus nombreuses à l'issue du premier emploi qu'au moment de la prise du premier emploi. Ce constat laisse entrevoir que le jeune élargit progressivement son champ spatial de prospection. En particulier, le premier emploi peut n'être qu'un emploi d'attente dans la poursuite de son effort de prospection sur le marché du travail. Après une ou plusieurs expériences, le jeune acquiert une meilleure connaissance de ses compétences et du marché du travail et peut sélectionner, plus facilement, un meilleur emploi (Johnson 1978). Ce temps d'apprentissage dans l'emploi et dans l'espace nous conforte alors dans le choix de repérer la migration comme un changement de territoire entre son lieu de résidence à la fin des études et le lieu d'occupation de son dernier emploi occupé, trois ans après la sortie du système de formation initiale. Pour être plus précis, nous supposons que la commune de résidence déclarée à la fin de ses études correspond pour la majorité d'entre eux à leur résidence effective<sup>6</sup>. Cet espace de fin d'études peut être perçu comme un espace vécu, censé être le territoire privilégié de l'insertion du jeune. Pour autant, face à la diversité des parcours d'insertion et à la forte mobilité qui caractérisent les jeunes entrants sur le marché du travail, nous faisons l'hypothèse que le jeune peut être amené à changer de marché local du travail afin d'améliorer son insertion, voire tout simplement d'accéder à l'emploi. De plus, la localisation de l'emploi étant, à nos yeux, plus déterminante dans l'effort de mobilité pour motif professionnel que la localisation du lieu de résidence, l'observation du lieu d'emploi en 2001 a été privilégiée.

## **1.2. Le repérage territorial et géographique**

Concernant l'échelle d'analyse, les Zones d'Emploi (ZE) sont apparues comme un découpage pertinent pour rendre compte des marchés locaux du travail. Beaumert (1992) rappelle qu'un marché local du travail se définit comme une zone géographique à l'intérieur

---

<sup>4</sup> Nous ne prétendons pas ici justifier une définition de la fin de la période d'insertion professionnelle. Le lecteur pourra se référer à l'étude de Giret (2000). Néanmoins, l'hypothèse d'une fin d'insertion à trois ans est couramment utilisée dans les études sur l'enquête « Génération 98 » (Lemistre et Bruyère 2004).

<sup>5</sup> D'autres arbitrages ont conduit à retirer les jeunes qui séjournaient à l'étranger soit à la fin de leurs études, soit pour leur emploi. Également, les jeunes de Corse n'ont pas été pris en compte. Leur mobilité spatiale est susceptible d'être différente des autres jeunes français du fait de la barrière naturelle introduite par la mer. Enfin, les jeunes fonctionnaires n'ont pas non plus été inclus dans l'étude car leur mobilité dépend en grande partie de résultats de concours et ne correspond donc pas aux mêmes logiques de rentabilité. Au final l'échantillon retenu contient près de 41 000 individus en situation d'emploi en 2001.

<sup>6</sup> Qu'il s'agisse de celle des parents ou non.

de laquelle l'individu peut saisir une offre d'emploi sans avoir à changer de lieu de résidence ; ou encore du point de vue de l'entreprise, comme la zone géographique regroupant les travailleurs potentiels que l'entrepreneur peut attirer en premier. Les ZE constituent ainsi le lieu privilégié d'ajustement de l'offre et de la demande de travail d'une population résidente, selon la définition qui leur est consacrée<sup>7</sup>. En outre, le nombre de mobilités observées change conséquemment à cette échelle par rapport à l'échelle régionale généralement mobilisée dans ce type d'étude. En particulier, les mobilités des jeunes de faible niveau d'études sont mieux prises en compte comme l'illustre le tableau 1.

**Tableau 1. Proportion des mobilités spatiales, par niveau de formation entre la fin des études et l'emploi à trois ans**

	Changement de ZE (a)	Changement de région (b)	Ratio (a/b)
<b>Bac+5</b>	66%	40%	1,6
<b>Bac+4</b>	56%	26%	2,1
<b>Bac+3</b>	51%	23%	2,2
<b>Bac+2</b>	51%	23%	2,2
<b>Bac</b>	40%	16%	2,5
<b>Cap / Bep</b>	33%	14%	2,3
<b>non qualifié</b>	31%	12%	2,6
<b>TOUS</b>	<b>44%</b>	<b>20%</b>	<b>2,2</b>

*Lecture* : les pourcentages sont fonction de l'effectif total de l'échantillon pour le niveau d'études correspondant

Si le changement de ZE concerne plus de la moitié des niveaux *Sup*, 30% à 40% des niveaux *Inf* ont également changé de ZE. Alors que l'échelle régionale réduit de plus de la moitié la mobilité de ces derniers, ce qui peut amener à les considérer comme peu mobiles. En effet, à l'échelle des ZE les migrations des moins formés sont doublées.

Néanmoins, ces mobilités ne prennent pas en compte la distance kilométrique. Or, les différences de distance parcourue peuvent être plus marquées au sein des migrants, révélant différents comportements de mobilité géographique. La considération de la distance<sup>8</sup> peut en effet relativiser ces résultats car toutes ces mobilités ne sont pas associées au même effort de migration. Un individu peut parcourir une très courte distance et être assimilé à un migrant parce qu'il franchit une frontière, tandis qu'un autre parcourt une distance dix fois supérieure. Ces différences sont d'autant plus marquées que l'on considère ici une échelle infra-régionale. Le tableau 2 montre en effet que dans le cas des changements de région, à peine 3% des mobilités correspondent à des distances de moins de 20km pouvant être assimilées à un simple franchissement de frontière. Tandis que cette proportion s'élève à 20% dans le cas des changements de ZE.

<sup>7</sup> En effet, selon l'INSEE, « une zone d'emploi est un espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent », elle permet de constituer « une partition du territoire adaptée aux études locales sur l'emploi et son environnement ».

<sup>8</sup> La distance entre ces deux ZE (de la fin des études et de l'emploi à trois ans) a été calculée « à vol d'oiseau » entre les centroïdes des communes de départ et d'arrivée. Dans un repère (x,y) représentant les coordonnées géographiques d'un ensemble de points, la distance entre deux points A et B est donnée par la relation :  $d(A, B) = \sqrt{(x_b - x_a)^2 + (y_b - y_a)^2}$ . Cette distance constitue une approximation de la distance parcourue lors du changement de ZE.

**Tableau 2. Les distances parcourues par niveau de formation lors de la mobilité spatiale entre la fin des études et l'emploi à trois ans**

	moyenne en km	médiane en km	moins de 20 km	entre 20 et 50 km	entre 50 et 100 km	entre 100 et 300 km	plus de 300km
<b>Lors du changement de ZE</b>							
<b>Bac+5</b>	226	159	15%	15%	10%	26%	34%
<b>Bac+4</b>	176	91	15%	21%	16%	26%	22%
<b>Bac+3</b>	183	90	17%	20%	15%	25%	23%
<b>Bac+2</b>	156	72	15%	25%	17%	24%	19%
<b>Bac</b>	141	49	21%	29%	15%	17%	18%
<b>Cap / Bep</b>	145	43	27%	26%	12%	15%	20%
<b>non qualifié</b>	137	37	33%	24%	11%	13%	19%
<b>TOUS</b>	<b>165</b>	<b>67</b>	<b>20%</b>	<b>24%</b>	<b>14%</b>	<b>21%</b>	<b>21%</b>
<b>Lors du changement de Région</b>							
<b>Bac+5</b>	348	331	0,2%	1,8%	4%	38%	56%
<b>Bac+4</b>	324	283	1,5%	3,5%	7%	41%	47%
<b>Bac+3</b>	348	301	1,5%	1,5%	5%	41%	51%
<b>Bac+2</b>	289	250	2%	5%	10%	42%	41%
<b>Bac</b>	300	266	5%	7%	9%	34%	45%
<b>Cap / Bep</b>	306	285	6%	7%	9%	30%	48%
<b>non qualifié</b>	296	271	10%	8%	9%	26%	47%
<b>TOUS</b>	<b>313</b>	<b>283</b>	<b>3%</b>	<b>5%</b>	<b>7%</b>	<b>37%</b>	<b>48%</b>

Egalement 42% des changements de ZE sont associés à des distances supérieures à 100km, contre plus du double dans le cas des changements de région. La variabilité des distances parcourues est donc plus marquée à l'échelle des ZE. Il semble alors évident que l'ensemble des migrants ne subissent pas les mêmes coûts de migration, et ce d'autant plus que l'échelle considérée est de taille réduite. Pour nombre d'auteurs, la distance constitue en effet une « proxy » de l'effort de migration, *ie.* du coût de migration.

### 1.3 Distance et coûts de migration

Les analyses de la migration peuvent être rangées en deux grands sous-ensembles : les travaux qui formalisent les flux migratoires entre espaces géographiques, les recherches qui expliquent les comportements individuels dans le choix de migrer. Ces deux cadres d'analyse sont très liés dans la mesure où les flux migratoires ne sont que le reflet d'un ensemble de décisions individuelles (Jayet 1993) au sein desquelles un rôle fondamental est attribué à la distance. En revanche, celle-ci est inégalement prise en compte dans les travaux empiriques de ces deux champs.

Le premier cadre d'analyse regroupe un plus grand nombre de travaux, en remontant jusqu'aux lois de Ravenstein (1885, 1889) postulant que les flux migratoires diminuent avec la distance. A partir des années 1960, les modèles agrégés connaissent un développement important avec les modèles gravitaires. Ces derniers reposent sur une relation fondamentale de décroissance des flux migratoires avec l'augmentation de la distance séparant les deux espaces considérés (Stewart 1941, Zipf 1946, Isard 1960). La distance physique reflète un ensemble de paramètres intervenant dans le processus migratoire. D'abord, la qualité de l'information diminue avec la distance (Hägerstrand 1965), ce qui réduit la probabilité d'occurrence des migrations vers un site éloigné, pour lequel les individus n'ont pas obtenu suffisamment d'informations ou estiment que le risque d'erreur est trop important. Ensuite, selon la théorie des opportunités interposées (Stouffer 1940, 1960, Fotheringham et O'Kelly 1989), plus la distance entre deux espaces est grande et plus les chances que l'individu trouve une réponse satisfaisante à sa recherche (qu'il s'agisse d'une amélioration du cadre de vie ou



de l'emploi) sur un site intermédiaire augmente. Enfin, la distance reflète les coûts de migration subis. Graasland (2005) rappelle que plus la distance de migration augmente et plus le coût du déplacement physique, le coût psychologique d'éloignement du capital social d'origine, les coûts de visite des proches du site d'origine (coût relationnel) sont élevés. L'ensemble de ces éléments conduit ainsi à donner une relation inversement proportionnelle entre les flux migratoires de deux sites et la distance qui les sépare. Cette relation est effectivement vérifiée dans nombre d'études économiques reposant sur des modèles agrégés, confirmant la loi originelle de Ravenstein.

Du côté de l'analyse microéconomique de la décision individuelle de migrer, retenue ici, nous pourrions nous attendre à ce que la distance soit tout autant intégrée, particulièrement pour refléter les coûts de migration. Or, si celle-ci est évoquée dans la plupart des travaux, elle reste le plus souvent absente des vérifications empiriques. En effet, parmi les travaux sur la décision individuelle de migrer, nombre d'auteurs indiquent que la distance reflète le coût de migration (Schwartz 1973, Da Vanzo 1983, Clark et Cosgrove 1991, Greenwood 1997), mais peu d'entre eux intègrent cette mesure dans leurs estimations (Sjaastad 1962, Galaway, Gilbert et Smith 1968). Les travaux fondateurs de Sjaastad en ce domaine montrent pourtant qu'un migrant serait indifférent entre deux destinations possibles, si la distance supplémentaire de 146 miles à parcourir pour l'une, procurait un supplément de gain de l'ordre de 106\$ (en 1947-1949). Le constat d'un lien significatif entre revenu et distance conduisit ainsi ce dernier à dénommer l'arbitrage coûts/bénéfices de la migration comme « *the income-distance trade-off* ».

Une raison évidente de l'usage très modéré de la distance dans les modèles microéconomiques depuis ces travaux fondateurs est la disponibilité de cette information. Pour les modèles gravitaires qui analysent un ensemble de relations entre espaces, la distance est mesurée par rapport aux centroïdes (ou tout autre point central) d'espaces relativement vastes de départ et d'arrivée. En revanche, pour des modèles microéconomiques il semble plus discutable d'utiliser une approximation de la distance entre « grands espaces ». Il convient d'utiliser une mesure individuelle de la distance parcourue entre les communes d'origine et de départ. Or, cette information n'est souvent pas disponible. A défaut, certains auteurs ont tenté de distinguer la décision de migrer à l'intérieur d'un même espace de celle entre espaces plus éloignés. Ayant à disposition les codes communes de localisation des individus, nous proposons d'intégrer la distance métrique pour évaluer son impact dans le processus migratoire.

Pour autant, il ne s'agit pas d'intégrer cette mesure seule. Elle est en effet considérée conjointement au changement d'espace. Les modèles qui évaluent le rendement de la migration au regard du seul changement de territoire supposent un coût uniforme de la migration quelle que soit la distance parcourue. De par les éléments théoriques évoqués ci-avant, nous supposons au contraire que le coût de migration dépend fondamentalement de la distance. Autrement dit, la distance constitue un élément consubstantiel du changement d'espace considéré, reflétant plus précisément les coûts de migration.

C'est pourquoi il nous est apparu essentiel d'associer au changement de ZE la distance kilométrique qui sépare les communes de résidence de fin d'études et la commune de l'emploi occupé en 2001. La mobilité spatiale de ces jeunes actifs est donc repérée à la fois d'un point de vue territorial au travers du changement de Zone d'Emploi et géographiquement par la distance parcourue entre ces deux territoires. En outre, les mobilités inférieures à 20km,

considérées comme plus proches des déplacements de type domicile/travail qu'un effort de migration<sup>9</sup>, ont été assimilées à une non-mobilité dans la suite de cette étude.

La précision de la distance offre ainsi un éclairage original sur l'étude microéconomique de la mobilité et, plus particulièrement, sur l'arbitrage coûts/bénéfices de la migration tel qu'il peut être explicité au travers du modèle de prospection d'emploi spatialisé.

## **2. L'analyse théorique de la mobilité spatiale liée à l'emploi**

L'introduction de la dimension spatiale dans les théories de prospection d'emploi (Lippman et McCall 1976) consiste à prendre en compte l'étendue du champ géographique de prospection (Wolpin 1987). L'élargissement de l'aire de prospection accroît l'offre d'emplois, et donc, la probabilité que l'une d'entre elles soit retenue (Pickles et Rogerson 1983). Dans cette prospection d'emploi, certains jeunes choisissent de la restreindre à leur environnement d'origine, tandis que d'autres élargissent leur champ spatial de prospection en vue de saisir de meilleures opportunités professionnelles, en termes de salaire immédiat et de perspectives de carrière. Néanmoins, du fait des coûts de migration, il n'est pas certain que l'individu ayant trouver un emploi plus avantageux accepte cet emploi éloigné. En effet, la valeur de cet emploi diminuée des coûts de migration peut conduire les offres locales à être finalement plus avantageuses. Nous proposons d'expliciter cet arbitrage coûts/bénéfices de la migration au travers du modèle de prospection d'emploi spatialisé (2.1), puis de discuter de l'intérêt de considérer les coûts de migration au regard des différents effets de sélection pouvant affecter les migrants et les non-migrants (2.2).

### **2.1. Prospection d'emploi spatialisée et coûts de migration**

Dans un modèle classique de prospection d'emploi, la valeur attribuée par un individu à chaque offre d'emploi  $v$  est fonction des caractéristiques individuelles  $X$  et de celles de l'emploi en question : le salaire  $w$  et les autres caractéristiques de cet emploi  $Y$ , soit  $v(w, X, Y)$ . L'introduction de l'espace dans le modèle de prospection d'emploi amène à reconsidérer la valeur de l'emploi en fonction des coûts de prospection, la distribution des offres et à expliciter un nouvel axiome lié aux coûts de migration.

#### **2.1.1 Un effet indéterminé des coûts de prospection**

Par analogie aux modèles de prospection d'emploi à intensité de recherche endogène (Burdett et Mortensen 1980), l'effort de recherche peut être vu comme un élargissement du champ spatial de recherche selon une distance  $d$ . Dans la lignée des modèles de recherche à horizon spatial endogène (Bouabdallah, Cavaco et Lesueur 2002), l'effort de prospection est croissant avec la distance parcourue ( $\lambda'(d) > 0$ ) et permet d'accéder à davantage d'offres. Néanmoins, cet élargissement conduit aussi à augmenter le coût de prospection ( $c'(d) > 0$ ). L'effet de cet élargissement spatial sur la valeur de réserve  $v^*$ , définie par l'équation [0], est alors indéterminé.

---

<sup>9</sup> 75% des jeunes en emploi en 2001 parcourent quotidiennement une distance de moins de 20km pour rejoindre leur lieu de travail (« à vol d'oiseau »). Dès lors, en ne retenant que les mobilités supérieures à 20km, la distance séparant la commune de résidence de fin d'études et celle de l'emploi à trois ans constitue une approximation de la distance entre la résidence de fin d'études et la résidence trois ans plus tard.

$$v^* = b - c(d) + \frac{\lambda(d)}{\beta} H(v) \quad [0]$$

où  $b$  est le revenu instantané de l'individu pendant sa prospection et  $\frac{\lambda}{\beta} H(v)$  l'espérance des gains actualisés de la poursuite de la recherche.

En effet, le coût de prospection étant croissant avec la distance, la valeur de l'emploi acceptable diminue. *A contrario*, l'élargissement du champ spatial de prospection peut réduire la durée de recherche et compenser les coûts associés à cette prospection élargie, et donc, augmenter la valeur de l'emploi acceptable (Bouabdallah *et al. op. cit.*). De plus, si l'accroissement de la distance augmente les offres reçues, cette augmentation peut aussi conduire l'individu à être plus exigeant dans le choix des offres. L'ensemble de ces éléments conduit à une indétermination de l'effet des coûts de prospection spatiale sur la valeur de l'emploi acceptable (valeur de réserve).

### 2.1.2. Une distribution globale

On peut penser également que l'élargissement du champ spatial ne fait pas qu'augmenter les offres d'emploi, mais permet d'accéder à différents marchés locaux du travail, caractérisés chacun par une distribution des offres d'emploi  $F_k(v, X)$ . Par simplification, on peut considérer que les individus sont susceptibles d'accéder aux offres d'emploi d'un marché extérieur  $F_e(.)$  et du marché d'origine  $F_h(.)$ . Pour autant, il est difficile de déterminer quels sont les individus qui réalisent une prospection spatiale « active ». En effet, les individus qui n'ont pas élargi leur champ spatial de prospection peuvent quand même avoir accès aux offres d'emplois extérieures par le biais de divers canaux d'information. Cette hypothèse d'accès aux offres d'emploi par le biais de canaux d'information conduit alors à considérer une distribution globale des offres d'emploi  $F_g(.)$ , et donc, une seule valeur de réserve  $v$  quelle que soit la stratégie de prospection d'emploi spatialisée (Détang *et al. op. cit.*) :

$$F_g(v) = F_h(v) \cdot F_e(v) \quad [1].$$

### 2.1.3. Un effet déterminant des coûts de migration

Si l'impact des coûts de prospection est indéfini, les coûts de migration sont plus déterminants et arbitrent la décision de l'individu d'accepter un emploi extérieur ou non. L'introduction des coûts de migration  $m$  modifie en effet la valeur de réserve des individus (Détang *et al. op. cit.*). Ces coûts sont *ex-post* du fait de l'hypothèse de migrations contractées<sup>10</sup>. La valeur des offres d'emploi sur le marché intérieur  $v$  est ainsi comparée à celle du marché extérieur augmentée des coûts de migration, soit :

$$F_g(v) = F_h(v) F_e(v + m) \quad [2].$$

L'individu accepte alors l'offre d'emploi  $\tilde{v}_g$ , issue de la distribution globale, que si elle dépasse la valeur de réserve de l'individu et compense les coûts de migration qui dépendent principalement des caractéristiques personnelles de l'individu :

<sup>10</sup> La « migration contractée » consiste à attendre d'avoir obtenu un emploi sur un autre site avant de migrer (« *search then move strategy* »). Par opposition à la « migration spéculative » où l'agent migre avant d'avoir trouvé son emploi et entame alors sa recherche sur le nouveau site (« *move then search strategy* »).

$$\tilde{v}_g > v_g^* + m(X) \quad [3].$$

Comme rappelé dans la section précédente, depuis Sjaastad (*op. cit.*) la plupart des études considèrent que ces coûts de migration, mesurés par  $m$ , sont de deux ordres : des coûts psychologiques et des coûts monétaires. Les coûts psychologiques reflètent principalement l'éloignement d'un capital social et la perte d'aménités locales selon les préférences individuelles liées à l'environnement, aux climats, aux activités de loisirs, etc. Les coûts psychologiques liés au capital social dépendent de facteurs individuels influençant la capacité à reconstruire un nouveau capital social tels que le niveau d'études, l'origine familiale ou encore l'âge (Schwartz 1976). Notamment, le capital social d'un individu plus âgé est censé être plus important et donc plus difficilement restructurable. En revanche, avoir effectué de précédentes mobilités peut réduire le coût psychologique d'une nouvelle mobilité du fait d'un phénomène d'habitude. Les coûts monétaires sont essentiellement liés au déménagement (frais de transports, d'aménagement, etc.) et aux frais occasionnés pour visiter des proches laissés dans son lieu d'origine (coût relationnel).

Du fait des coûts de migration, la préférence pour le marché extérieur, selon une dominance stochastique à l'ordre 1 de la distribution extérieure sur la distribution du marché d'origine, donne la condition suivante:

$$\forall v, F_h(v) > F_e(v+m) \quad [4].$$

Soit encore, l'offre externe est préférée si elle permet de compenser les coûts de migration subis :

$$\tilde{v}_e - m(X) > \tilde{v}_h > v^* \quad [5].$$

Compte tenu des éléments liant les coûts de migration et la distance, nous supposons que ces coûts sont croissants avec la distance parcourue. En fonction de ces caractéristiques personnelles, chaque individu parcourt une plus ou moins grande distance, soit :

$$m(X) \equiv m(d(X)) \quad [6], \quad \text{avec} \quad \frac{\partial m(d)}{\partial d} > 0.$$

Enfin, l'hypothèse d'un coût de migration marginalement décroissant<sup>11</sup> (Da Vanzo *op. cit.*, Falaris 1988) conduit à préciser :

$$\frac{\partial^2 m(d)}{\partial d^2} < 0.$$

#### 2.1.4. De la valeur d'emploi au salaire observé : l'effet de l'hétérogénéité inobservée

La valeur globale de l'emploi n'est pas observable. En revanche, le salaire observé  $\tilde{w}$  reflète cette valeur globale de l'emploi aux caractéristiques  $Y$ , espérée par un individu aux caractéristiques  $X$ , compte tenu d'un éventuel coût de migration à amortir :

$$\tilde{w} = \bar{w}(v, X_1, Y, m(d(X_2))) \quad [7]$$

<sup>11</sup> Ainsi, faire 500 ou 1 000 kilomètres s'explique d'une manière assez similaire, contrairement à une distance de 50 kilomètres en regard de 500 km.

Si certaines caractéristiques  $X_1$  peuvent figurer parmi les déterminants  $X_2$  de la distance parcourue (*ie.* du coût de migration) comme le niveau d'études, d'autres paramètres peuvent être propres à la migration.

En outre, l'hétérogénéité territoriale constatée au travers des différents marchés locaux du travail conduit à préciser cette relation de la manière suivante :

$$\tilde{w} = \bar{w}(X_1, Y, m(d(X_2)), T) \quad [8]$$

où  $T$  représente le contexte territorial influençant le salaire, variable selon les spécificités du marché local d'emploi.

Tous les déterminants du salaire n'étant pas observables, le salaire observé est dès lors égal à la valeur espérée du salaire  $w$  issu d'une distribution dépendant des caractéristiques observables individuelles, liées à l'emploi et au coût d'une migration éventuelle, ajusté par un terme d'erreur prenant en compte l'effet moyen de l'hétérogénéité non observée  $\varepsilon$  :

$$\tilde{w} = \bar{w}(X_1, Y, m(d(X_2)), T) + \varepsilon \quad [9], \quad \text{avec } \varepsilon \text{ de loi normale } N(0, \sigma_\varepsilon).$$

En effet, selon la théorie du capital humain, les migrants et les non-migrants peuvent se différencier par des qualités intrinsèques telles que la motivation ou une plus grande habileté à traiter l'information qui ne sont pas observées, mais qui peuvent influencer conjointement le salaire et la probabilité de migrer (Nakosteen et Zimmer *op. cit.*). Si ces qualités favorables sont propres aux migrants alors ce sont ces derniers qui se caractérisent par un biais d'auto-sélection positif. Si au contraire ces qualités sont attribuées aux non-migrants, dans la mesure où ces qualités peuvent leur permettre de saisir localement les meilleurs emplois et ainsi conduire les individus « moins bons » à migrer, alors les migrants se caractérisent par un biais d'auto-sélection négatif. Les méthodes de sélection à la Heckman (1979) sont couramment employées pour contrôler cette hétérogénéité inobservée qui peut biaiser les différents déterminants du salaire. En revanche, la plupart des modèles empiriques proposés ne prennent pas en compte le coût de migration  $m$  pouvant biaiser à la hausse le salaire observé des migrants. C'est pourquoi nous proposons d'intégrer les coûts de migration au travers de la distance pour mieux distinguer ces deux types d'effets (l'effet de sélection et l'effet des coûts de migration).

## 2.2. Biais de sélection et coûts de migration

La prise en compte des distances comme *proxy* des coûts de migration permet de distinguer la différence de salaire due aux caractéristiques inobservées de celle due aux coûts de migration. En effet, le surplus salarial d'un migrant peut être dû, soit à l'effet de caractéristiques inobservées favorables, soit aux coûts de migration, soit aux deux. En particulier, l'effet positif des coûts de migration sur le salaire peut créer un effet de sélection positif, alors qu'en fait l'individu subit un effet défavorable de caractéristiques inobservables. Inversement, cela peut amener à attribuer un effet de sélection négatif au non-migrant, alors que l'individu peut bénéficier de qualités inobservables favorables. Ce dernier constat est mis en avant par Détang *et al.* qui, ne contrôlant pas directement les coûts de migration, expliquent qu'ils peuvent être à l'origine d'un biais de sélection : « *agents facing unknown higher migration costs have lower migration probabilities and they are ready to receive lower wages to stay at home. In other terms, differences in migration costs should produce negative*

*auto-selection effect for non-migrants.* »<sup>12</sup>. Inversement, les agents aux coûts de migration moins élevés et pouvant être compensés dans l'emploi obtenu, ont des probabilités de migration plus élevées. Ces migrants se caractérisent alors par un biais de sélection positif dû aux coûts de migration, au-delà de l'effet des caractéristiques inobservées. Ainsi, intégrer une *proxy* des coûts de migration (ici, la distance métrique) peut permettre de mieux identifier l'effet propre de la migration de celui des caractéristiques inobservées.

L'intérêt est alors de déterminer si les déterminants du salaire rémunèrent plus ou moins les migrants au regard des non-migrants, tout en contrôlant l'effet des caractéristiques inobservées affectant le processus de la migration. Notamment, si la fonction de gains des migrants présente un grand nombre de paramètres plus rémunérateurs que ceux des non-migrants (*slope effect*), on peut penser que les coûts de migration sont compensés au travers des différents déterminants de l'emploi. En revanche, si seule la constante des deux fonctions de gains présente une différence significative (*intercept effect*), on peut penser que le coût de migration fait l'objet d'une rémunération en sus des caractéristiques de l'emploi. Il convient alors d'estimer une seule fonction de gains dans laquelle une variable de migration (reflétant les coûts de migration) est prise en compte, tout en contrôlant l'effet des caractéristiques inobservées pouvant affecter la migration.

Avant d'investir l'estimation du salaire et de tester l'existence de facteurs inobservés pouvant biaiser le rendement de la migration dans la fonction de gains, nous proposons d'étudier les déterminants de la mobilité spatiale de ces jeunes.

### **3. Les déterminants de la mobilité spatiale**

Après avoir précisé la manière dont la variable de mobilité spatiale peut être étudiée pour mieux rendre compte des coûts de migration (3.1), nous déterminons les différents effets de déterminants individuels et territoriaux sur le choix de changer de ZE et de parcourir une certaine distance, selon le niveau d'études des jeunes (3.2). Nous indiquons également l'effet marginal de certains déterminants de l'emploi sur ce choix de mobilité, liés à la procédure d'estimation retenue (3.3).

#### **3.1. Quelle mesure de la mobilité spatiale ?**

La décision de migrer est souvent analysée en comparant migrants et non-migrants, à partir d'un modèle logistique (de type Probit) étudiant la probabilité de migrer. Néanmoins, la précision de la distance montre que toutes les migrations n'ont pas la même ampleur et ne reflètent donc pas le même coût de migration (section 1). Il y a notamment nombre de migrations « à la frontière » de l'aire géographique retenue. En outre, si l'on suppose qu'il existe une certaine homogénéité au sein de chaque aire géographique (comme dans le cas des ZE), le passage de l'une à l'autre contient alors une signification propre qui peut être détachée de celle liée à la distance. L'intérêt est donc de considérer les deux dimensions : le changement de marché local du travail et la distance. La nature de cette variable de migration contenant en elle deux décisions – celle de changer de territoire et de parcourir une certaine distance – correspond à une variable continue tronquée. Le modèle retenu est donc un modèle censuré (Thomas 2000), prenant la valeur « 0 » s'il n'y a pas de changement du territoire considéré et la valeur de la « distance parcourue » s'il y a changement de ZE. La technique

---

<sup>12</sup> Détang *et al.* 2004, p.671.



d'estimation requise pour ce type de modèle est un Tobit<sup>13</sup>. L'hypothèse de Da Vanzo (*op. cit.*) d'une décroissance des rendements marginaux de la distance parcourue, conduit à exprimer la distance sous forme logarithmique<sup>14</sup>. Ainsi, nous posons :  $m(d(X)) = \ln(d(X))$ .

### **3.2. Les variables explicatives mobilisées et leur effet**

Deux équations de migration sont estimées pour saisir les déterminants de la distance parcourue lors du changement de ZE. Leur spécification renvoie au mécanisme de la règle de décision de migrer ou non selon une régression latente, conformément à ce qui a été établi à la section 1 (pour plus de détails, voir Magrini *op. cit.*). L'équation de migration 1 renvoie à l'hypothèse que les déterminants de la mobilité sont avant tout liés aux caractéristiques de l'individu par rapport à sa situation initiale (Détang et al. *op. cit.*). L'équation de migration 2 propose d'intégrer en plus des caractéristiques territoriales de la ZE d'arrivée au regard de la ZE de départ (variables d'écart) pour évaluer leur impact sur le choix de migrer. La comparaison des résultats issus de ces deux équations permettra, par la suite, de mieux expliciter le mécanisme de l'arbitrage coûts/bénéfices de la décision de migrer. Les résultats de ces deux estimations sur l'ensemble de l'échantillon et les sous-groupes par niveau d'études sont présentés dans le tableau 3. La comparaison des résultats de ces équations indique une relative stabilité des paramètres. Le rajout des variables territoriales d'écart ne modifie en effet que marginalement les coefficients estimés des autres variables et ne changent pas l'interprétation de celles-ci.

#### **3.2.1. L'effet des déterminants individuels**

D'abord, nous observons que la probabilité de migrer et de parcourir de grandes distances est moins élevée pour les femmes. Si les distances médianes des migrantes sont assez proches de celles des migrants (respectivement 111 et 114 km), elles sont un peu moins nombreuses à avoir changé de ZE (35% des femmes contre 37% des hommes). Concernant le niveau d'études, il confirme également les résultats de statistiques descriptives : plus celui-ci est élevé, plus la migration et la distance parcourue sont importantes. De plus, l'âge tend à diminuer la mobilité. Néanmoins, au sein d'une même génération de sortants du système de formation initiale, l'âge s'apparente plus à un indicateur du nombre d'années redoublées ou des changements de parcours de formation, qui réduit ici la propension à la mobilité. Cet impact est d'autant plus marqué que le niveau d'études est élevé et il apparaît sans effet pour les niveaux *Inf*. Au-delà de ces déterminants principalement retenus dans l'étude des migrations, d'autres caractéristiques individuelles jouent un rôle non négligeable.

En premier lieu, si le niveau d'études de la conjointe a une influence significative favorable pour l'ensemble de l'échantillon, cet effet apparaît opposé pour les Bac+5 et sans effet pour les niveaux Bac+2/+3/+4. Pour les niveaux Bac+5, le niveau d'études de la conjointe réduit la probabilité de migrer et la distance parcourue, alors que pour les niveaux *Inf* il favorise la migration. Etant donné que les niveaux d'études entre conjoints sont relativement proches, on peut penser que deux logiques expliquent ce phénomène.

---

<sup>13</sup> Pour plus de précisions, voir Maddala (1983) chapitre 6.

<sup>14</sup> D'autres formes fonctionnelles de la distance (en kilomètres) ont été testées : la distance brute (simple) et la distance sous forme quadratique. Cette dernière s'est avérée non significative pour certains niveaux. La forme simple s'est avérée en revanche significative et ne change pas le sens d'influence des déterminants de la migration, ni leur degré de signification par rapport à une forme logarithmique. En revanche, la distance logarithmique instrumentée s'avère plus significative.

Pour les niveaux *Inf*, les logiques de carrière professionnelle sont moins contraignantes. Ainsi, si le choix de mobilité est bien souvent à l'initiative du mari (Pailhé et Solaz *op. cit.*), le niveau d'étude de la conjointe ne peut que faciliter ce choix pour retrouver un emploi. *A contrario* pour les Bac+5, la carrière professionnelle de la conjointe peut freiner la décision de migrer. En revanche, cette interprétation ne semble pas totalement reductible pour les femmes car le niveau d'études du conjoint des Bac+5 est sans effet. Tandis que pour les femmes de niveau Bac+2/+3/+4, le niveau d'études du conjoint<sup>15</sup> semble faciliter la migration. Ces résultats confirment ainsi qu'une analyse par niveau d'études est susceptible de révéler des déterminants de la migration variable d'un niveau à l'autre.

En termes de contraintes familiales, le fait d'avoir des enfants réduit la probabilité de migrer de tous les jeunes actifs quel que soit leur niveau d'études. Une estimation complémentaire menée en fonction de l'âge des enfants conduit aussi à un effet négatif, quel que soit l'âge des enfants.

---

<sup>15</sup> Précisons que les variables « avoir un conjoint » et « avoir une conjointe » ont été testées. Le signe de leur impact va dans le même sens que les variables « niveau d'études du conjoint » et « niveau d'études de la conjointe », néanmoins elles sont moins significatives, elles sont même non significatives pour les Bac+2/+3/+4. Ainsi le niveau d'études du conjoint(e) précise mieux l'influence du conjoint(e) sur l'ampleur de la migration.



**Tableau 3 Les déterminants du changement de ZE et de la distance parcourue selon la méthode TOBIT**

Variable dépendante : 0/ ln(distance en km lors du changement de ZE)	Equation de Migration 1				Equation de migration 2			
	TOUS	Niveaux SUP		Niveaux INF	TOUS	Niveaux SUP		Niveaux INF
		BAC+5	BAC+2/+3/+4			BAC+5	BAC+2/+3/+4	
Constante	3,667 ***	7,588 ***	3,393 ***	-2,263 ***	3,163 ***	7,162 ***	3,036 ***	-2,626 ***
Femme	-0,721 ***	-0,896 ***	-0,922 ***	-0,705 ***	-0,682 ***	-0,863 ***	-0,808 ***	-0,714 ***
Niveau d'études certifié								
non qualifié	-5,250 ***			-1,396 ***	-4,748 ***			-1,284 ***
Cap / Bep	-4,746 ***			-0,976 ***	-4,264 ***			-0,892 ***
Bac	-3,479 ***			réf.	-3,097 ***			réf.
Bac +2	-1,916 ***		-0,764 ***		-1,614 ***		-0,577 ***	
Bac +3	-1,753 ***		-0,567 ***		-1,559 ***		-0,493 ***	
Bac +4	-1,150 ***		réf.		-1,023 ***		réf.	
Bac +5	réf.				réf.			
âge en 1998	-0,122 ***	-0,316 ***	-0,136 ***	0,018	-0,114 ***	-0,294 ***	-0,133 ***	0,016
Niv. d'études de la conjointe	0,073 ***	-0,074 **	0,028	0,214 ***	0,077 ***	-0,058 **	0,046	0,194 ***
Niv. d'études du conjoint	0,141 ***	-0,013	0,113 ***	0,377 ***	0,143 ***	-0,005	0,112 ***	0,360 ***
Nombre d'enfants	-0,917 ***	-0,592 ***	-0,858 ***	-0,835 ***	-0,815 ***	-0,505 ***	-0,751 ***	-0,769 ***
ZE de 6 <sup>ème</sup> = ZE de fin d'études	-1,914 ***	-0,793 ***	-1,985 ***	-2,614 ***	-1,906 ***	-0,654 ***	-1,932 ***	-2,682 ***
Pôle d'emploi en 1998								
pôle urbain	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
pôle périurbain	0,608 ***	1,118 ***	0,410 ***	0,775 ***	0,644 ***	1,242 ***	0,494 ***	0,754 ***
pôle multipolarisé	0,838 ***	0,737	0,797 ***	1,149 ***	0,989 ***	1,611 ***	1,030 ***	1,125 ***
pôle rural	1,033 ***	0,300	0,934 ***	1,443 ***	1,208 ***	1,121 ***	1,210 ***	1,410 ***
Ensemble régional en 1998								
Ile-de-France (IDF)	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
Bassin Parisien	2,487 ***	4,137 ***	2,337 ***	1,471 ***	2,184 ***	3,323 ***	2,006 ***	1,764 ***
Nord	1,966 ***	2,859 ***	1,908 ***	1,096 ***	1,640 ***	1,730 ***	1,571 ***	1,433 ***
Est	1,745 ***	3,386 ***	1,722 ***	0,669 ***	1,705 ***	2,850 ***	1,700 ***	1,168 ***
Ouest	2,576 ***	4,260 ***	2,662 ***	1,387 ***	2,396 ***	3,457 ***	2,500 ***	1,795 ***
Sud-Ouest	2,310 ***	3,792 ***	2,087 ***	1,354 ***	2,101 ***	2,906 ***	1,893 ***	1,730 ***
Centre-Est	1,754 ***	3,469 ***	1,700 ***	0,610 ***	1,671 ***	2,851 ***	1,658 ***	1,103 ***
Méditerranée	1,802 ***	3,429 ***	1,679 ***	0,697 ***	1,452 ***	2,476 ***	1,289 ***	1,020 ***
Ecart de caractéristique de la ZE de l'emploi en 2001 par rapport à celle en 1998								
Ecart de densité $\times 10^{-3}$					0,175 ***	0,071 ***	0,186 ***	0,246 ***
Ecart des taux de chômage					-0,189 ***	-0,212 ***	-0,216 ***	-0,135 ***
Ecart des taux d'étude					-2,572 ***	-17,071 ***	-5,098 ***	7,044 ***

Lecture : \*\*\* significatif à 1%, \*\* à 5%, \* à 10%

Le parcours antérieur de mobilité influence significativement la mobilité entre fin d'études et emploi, et ce d'autant plus que le niveau d'études diminue. Pour Perret et Roux (2004), « *les jeunes ayant effectué une première mobilité de formation ont toujours une propension plus forte à migrer* ». Ce résultat se retrouve très clairement au travers de l'effet négatif de l'immobilité des jeunes entre leur ZE de résidence en 6<sup>ème</sup> et celle à la fin de leurs études. On peut donc avancer que si « la mobilité conduit à la mobilité », « l'immobilité conduit à l'immobilité ». Ainsi, les jeunes qui n'ont pas changé de ZE entre leur lieu d'origine (lieu d'habitation en 6<sup>ème</sup>) et leur lieu d'habitation à la fin des études, ont une faible probabilité de migrer par la suite, particulièrement pour les niveaux *Inf*. On retrouve ici le phénomène de « l'attachement au territoire d'origine » (Jayet 1993) qui conduit également à des « retours à la maison » (Giret et Roux 2004). Ces derniers ne concernent toutefois que 10% des migrants considérés (retour vers la ZE de 6<sup>ème</sup> alors que la ZE à la fin d'études est différente de la ZE en 6<sup>ème</sup>). Mais ce phénomène n'affecte pas ici la probabilité de migrer « toutes choses égales par ailleurs » (la variable « retour à la maison » étant largement non significative, et donc, non reproduite dans l'équation de migration). Vraisemblablement, le « retour à la maison » est lié à d'autres variables explicatives. Dans tous les cas, notons que selon Da Vanzo (*op. cit.*) l'effet de la distance sur la probabilité de migrer est autant significatif pour des migrations vers un nouveau site que pour des « migrations retours ».

### **3.2.2. L'effet des caractéristiques territoriales**

Les caractéristiques territoriales de l'espace de départ sont également susceptibles d'influencer la décision de migrer. D'abord, la nature du pôle d'emploi montre que les jeunes urbains sont moins enclins à la mobilité. La densité démographique associée à ces pôles augmente la probabilité d'y trouver un emploi et *de facto* diminue la probabilité de le quitter. Ensuite, l'opposition entre l'Ile-de-France (IDF) et les autres ensembles régionaux de Province montre clairement la forte attraction exercée par l'IDF qui incite à rester dans cette région. La forte densité des ZE constituant l'IDF contribue sûrement à augmenter la probabilité d'emploi. Notons que ce résultat est significatif même chez les moins formés, contrairement aux résultats de Drapier (*op. cit.*) qui avançait un effet « répulsif » de l'IDF pour ces niveaux. Les jeunes formés en Province sont donc plus enclins à effectuer un changement de ZE que ceux formés en IDF. Il est intéressant toutefois de relever des différences entre les ensembles régionaux de Province. Ainsi, les jeunes issues de l'Ouest et du Bassin Parisien ont une propension plus grande à changer de ZE et sont plus fréquemment associés à de grandes distances. A l'opposé, le Nord et la région méditerranéenne sont associés à moins de mobilités.

A partir des données du Recensement Général de la Population de l'Insee (1999), trois principales caractéristiques territoriales ont également été testées : la densité démographique, le taux de chômage et le taux d'études. Nous avons considéré l'écart de ces valeurs entre les ZE d'arrivée et de départ pour rendre compte du processus décisionnel de l'agent fondé sur une comparaison des territoires (*équation de migration 2*). Ces variables apparaissent plus significatives que la seule considération des caractéristiques de départ qui ont également été testées. En outre, l'effet de ces dernières est tout à fait cohérent avec les interprétations suivantes. En premier, comme la densité de population reflète aussi les offres de travail du marché local, il n'est pas surprenant que la mobilité s'effectue davantage vers les zones à plus forte densité de population, offrant *a priori* des possibilités d'emploi ou de re-emploi plus nombreuses. Ce constat est renforcé par l'observation que les jeunes sont moins enclins à migrer vers des ZE ayant un taux de chômage plus élevé que dans la zone de départ. Enfin, comme cette analyse est faite par niveau de formation, il semblait intéressant d'intégrer une

caractéristique reflétant le niveau de capital humain des territoires : la proportion de la population de plus de 15 ans en cours d'études a été retenue. De plus, on peut faire l'hypothèse que ce ratio est un indicateur du niveau des aménités locales culturelles et de loisirs. Cet indicateur se révèle attractif pour les niveaux *Inf* au contraire des niveaux *Sup*. Ce résultat assez étonnant pour le *Sup* peut se comprendre du fait qu'un grand nombre d'entre eux sont formés dans des ZE ayant déjà les taux d'études parmi les plus élevés (particulièrement dans la région parisienne) et que, vraisemblablement, la concentration des formations de niveau *Sup* va au-delà de l'offre d'emploi correspondante à l'échelle de la ZE, les conduisant à migrer. Par conséquent, l'écart de cet indicateur entre les ZE d'arrivée et de départ étant le plus souvent négatif, la relation observée est négative pour ces niveaux.

### **3.3. Un effet marginal des variables d'emploi**

Aux déterminants individuels et territoriaux s'ajoutent, ou plutôt se superposent, les caractéristiques des emplois vers lesquels ces jeunes migrent. En effet, au moment de l'estimation de la fonction de gains (présentée dans la section suivante), la procédure d'instrumentation de la distance conduit à estimer la variable de migration en fonction des déterminants précédents *et* des explicatives de la fonction de gains. Il apparaît alors un effet marginal de quelques déterminants du salaire sur l'ampleur de la migration<sup>16</sup>, ce qui contribue à l'arbitrage coûts/bénéfices de cette décision. Nous avons choisi de les commenter ici.

On retrouve des résultats attendus comme, par exemple, le travail à temps partiel qui est moins associé à une mobilité, que le travail à temps complet. En effet, la perte de salaire due au temps partiel permet d'autant moins d'assurer une compensation des coûts de migration au travers de l'emploi. En revanche, d'autres résultats sont à première vue plus surprenants. En particulier, la différence de mobilité vers les CDD, assimilés à l'emploi instable au regard du CDI, n'est pas significative contrairement aux résultats d'autres études menées sur des jeunes à la fin des années 1980 et début des années 1990 (Drapier *op. cit.*). Dès lors, la recherche d'emploi stable au regard de l'emploi instable, *via* la migration, ne semble pas être un « leitmotiv » fort des jeunes en insertion du début des années 2000. Pour les niveaux *Inf*, la mobilité s'effectue même davantage vers des CDD que des CDI, la probabilité de migrer et la distance parcourue étant plus élevées vers le premier type de statut que vers le second. Ce résultat renvoie aux récents travaux de Behagel (2003) pour qui les jeunes embauchés sont parmi les travailleurs les plus exposés au risque de licenciement, du fait du peu d'ancienneté sur le marché du travail<sup>17</sup>. Or, ce risque varie peu selon le contrat de travail. On peut donc supposer que cette instabilité croissante est intégrée par les jeunes qui savent que l'accès à l'emploi stable nécessite une période d'emploi en CDD plus ou moins longue. Par ailleurs, on observe quelques différences, entre les niveaux de formation, de l'influence des fonctions exercées et des secteurs d'activité d'emploi sur la mobilité.

Reste à comprendre les arbitrages individuels qui conduisent à ces mobilités. Le déterminant examiné ici est l'existence d'un éventuel gain salarial censé refléter l'arbitrage coûts/bénéfices de la migration analysé au travers de ces déterminants observables.

---

<sup>16</sup> Ils ne sont pas reproduits ici car les effets sont marginaux et disparates d'un niveau d'études à l'autre, mais sont communicables sur demande.

<sup>17</sup> Plus précisément selon l'auteur, à caractéristiques individuelles et d'emploi données, la probabilité de perdre son emploi a été multiplié par près de 3,5, depuis la fin des années soixante-dix, pour les moins d'un an d'ancienneté, alors qu'elle est restée constante pour les salariés de plus de dix ans d'ancienneté.

## 4. Les rendements salariaux de la mobilité spatiale

Comme exposé en première section, l'analyse théorique de la migration interprète celle-ci comme un investissement en capital humain de l'individu qui améliore son appariement sur le marché du travail. Dès lors, les individus migrants sont censés avoir de meilleurs salaires, et ce d'autant plus que la migration génère un coût qui doit être compensé pour que la décision de migrer soit prise. Cette section a pour objectif de déterminer le rendement associé à la migration évalué au travers d'une fonction de gains de type de Mincer (1974). La caractérisation de cette équation de salaire correspond aux déterminants habituellement retenus pour expliquer le salaire (équation [9]) : des caractéristiques individuelles telles que le genre, le niveau d'études, l'âge, le parcours d'insertion ; des caractéristiques liées à l'emploi comme la taille de l'entreprise, le secteur privé en référence au secteur public, le contrat de travail, la fonction exercée, ou encore, le secteur d'activité ; des déterminants du contexte territorial d'emploi tels que le pôle d'emploi et l'ensemble régional d'emploi. La spécificité de l'étude de la migration conduit également à intégrer une variable de type « retour à la maison » qui est susceptible de s'accompagner d'une pénalité salariale. En outre, face à l'argument de Rose (*op. cit.*) selon lequel les bas niveaux de formation ont un salaire moyen très proche du salaire minimum légal, nous avons considéré le salaire augmenté d'éventuelles primes contribuant à élargir la fourchette des salaires.

L'identification du surplus salarial lié à la migration est soumise à deux types de difficulté précisés en section 2 (paragraphe 2.2). D'abord, l'existence d'une hétérogénéité inobservée peut biaiser l'estimation du rendement de la migration dans la fonction de gains. En particulier, si les migrants sont des individus « meilleurs » que leurs homologues sédentaires du fait de qualités intrinsèques inobservables, un gain peut être attribué à tort au résultat de la migration alors qu'il ne correspond qu'à la rémunération de ces qualités inobservées. A l'inverse, si les migrants sont des individus moins « bons », le rendement de la migration peut être sous-estimé du fait de l'effet défavorable de caractéristiques inobservables. Ensuite, la question reste de savoir si le gain associé à la migration transite par divers déterminants du salaire (auquel cas les migrants et les non-migrants sont chacun caractérisés par une fonction de gains différente) qui compensent plus ou moins le coût de la migration, ou si le gain de la migration peut apparaître comme la rémunération d'un coût propre « séparé » des autres déterminants (dans ce cas l'estimation d'une seule fonction de gains incluant une variable de migration suffit). Sur notre échantillon, l'estimation séparée des fonctions de gains des migrants et des non-migrants selon la méthode d'Heckman ne révèle pas de différences significatives dans les déterminants du salaire des migrants et des non-migrants<sup>18</sup> (absence de *slope effect*). En revanche, l'estimation par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO ou OLS) d'une seule fonction de gains incluant la variable de migration, vue comme la distance parcourue lors du changement de territoire, aboutit à un effet significatif et positif de cette variable (*intercept effect*) pour tous les niveaux d'études. Il semble donc que, pour ces jeunes actifs, le gain associé à la migration soit plus associé à un rendement propre du coût de migration qui ne transite que marginalement par les autres déterminants du salaire contrôlés. Pour autant, cette estimation par les MCO ne prend pas en

---

<sup>18</sup> Rappelons que la méthode de sélection à la Heckman est la méthode habituellement employée dans ce type d'étude pour purger les variables de l'effet des caractéristiques inobservées. Dans cette méthode, l'équation de sélection correspond à l'une ou l'autre des équations de migration présentées à la section 2. Les effets de sélection des migrants (positif ou négatif) sont de même signe avec l'une ou l'autre de ces équations. Le détail de ces résultats est communicable sur demande.

compte l'effet des caractéristiques inobservées susceptibles de biaiser à la hausse ou à la baisse ce rendement.

Face à ces résultats, nous proposons d'instrumenter la distance parcourue lors du changement de ZE dans une seule fonction de gains regroupant les migrants et les non-migrants, selon les différents niveaux d'études considérés<sup>19</sup> (tableau 4). Après avoir présenté la technique d'instrumentation employée (4.1), nous donnons les rendements de la mobilité associés aux coefficients estimés (4.2). Ces rendements sont calculés pour différentes distances parcourues (tableau 5) et révèlent ainsi l'arbitrage salarial des coûts/bénéfices de la décision de migration en fonction de la distance.

#### **4.1. Présentation de la technique d'estimation retenue**

Si les estimations par la méthode d'Heckman permettent de comparer les fonctions de gains des migrants et des non-migrants, elles conduisent également à détecter l'existence d'un biais de sélection dû à des facteurs inobservés qui influencent conjointement la migration et le salaire. Ces estimations montrent que les migrants des différents niveaux de formation ne présentent pas tous le même biais d'auto-sélection, particulièrement au sein des niveaux *Sup.* En effet, les migrants Bac+5 se caractérisent par un biais d'auto-sélection positif (le coefficient de corrélation des résidus de la fonction de gains et de l'équation de migration est positif), traduisant que les migrants Bac+5 sont en moyenne de « meilleurs » travailleurs que leurs homologues sédentaires. Au contraire, les migrants Bac+2/+3/+4 pâtissent d'un biais de sélection négatif conduisant à les définir comme des individus « moins bons » (coefficient de corrélation négatif). En revanche, la méthode d'Heckman ne permet pas ici d'affirmer qu'il existe en effet de caractéristiques inobservables chez les jeunes des niveaux *Inf.* La détection de l'effet de caractéristiques inobservables entraîne donc une première source d'endogénéité de la variable de migration, du moins pour certains groupes.

Au-delà de ces effets différenciés de caractéristiques inobservables, nous venons de préciser que les fonctions de gains des migrants et des non-migrants ne présentent pas de différences significatives du point de vue des caractéristiques observables. Ainsi, l'estimation d'une seule fonction de gains suffit, tout en contrôlant l'effet des facteurs inobservables détectés par la méthode d'Heckman, qui sont susceptibles de biaiser l'estimation du coefficient attaché à la migration dans cette équation.

Pour constater cette endogénéité dans l'estimation d'une seule fonction de gains, il suffit d'estimer la variable de Migration, en fonction des variables présentées dans le tableau 3 et des variables de la fonction de gains ; puis, de tester les résidus issus de cette estimation dans la fonction de gains (Maddala 1983). Si ces résidus s'avèrent significatifs, cela signifie qu'une fois la variable de migration expliquée par les effets observables, il reste un effet sur le salaire lié aux caractéristiques non observables. Il convient alors de « purger » la variable de Migration de l'effet de ces facteurs inobservables dans la fonction de gains. Pour cela, le principe d'estimation par instrumentation est appliqué. Ce principe consiste à remplacer, dans la fonction de gains, la variable de migration par sa valeur estimée issue de l'équation de migration. Précisons que du fait de la spécificité du modèle Tobit (employé pour estimer l'équation de migration) l'instrumentation ne correspond pas directement aux Doubles

---

<sup>19</sup> L'introduction de l'inverse du ratio de Mills lié à la sélection d'échantillonnage ne modifie que très marginalement les résultats et ne modifie pas les interprétations menées, aussi pour simplifier l'exposé il n'a pas été reproduit. En outre, du fait des arbitrages opérés sur le choix des échantillons son application est discutable.



Moindres Carrés Ordinaires (2SLS) s'appliquant à une variable quantitative continue, mais à la méthode proposée par Nelson et Olsen (1978). Selon la terminologie donnée par Maddala (*op. cit.*) cette méthode d'instrumentation fondée sur un Tobit est notée T2SLS. Pour le détail d'application de cette technique d'estimation, le lecteur peut se référer à Magrini (*op. cit.*) ou Lemistre et Magrini (*op. cit.*). À l'issue de cette instrumentation, nous obtenons un effet propre de la migration, rendu par les instruments<sup>20</sup> (*ie.* les variables de l'équation de migration) indépendamment des inobservables dans la fonction de gains.

L'estimation des déterminants de la fonction de gains (présentés au début de cette section) est reportée dans le tableau 4. Plus précisément, ce tableau reporte les résultats issus de l'estimation où la variable de migration (représentée par le logarithme de la distance parcourue lors du changement de ZE) a été instrumentée par *l'équation de migration 1* de la section précédente. La fonction de gains estimée avec la variable de migration instrumentée par *l'équation de migration 2* n'est pas reproduite car les autres paramètres du salaire ne varient que marginalement. La procédure de test et d'instrumentation n'est donc détaillée, que pour *l'équation de migration 1*, suivant la méthode explicitée *supra*. À cet effet, la partie grisée du tableau indique l'estimation de la variable de migration avant instrumentation dans la fonction de gains (OLS), ainsi que le résultat du test d'endogénéité (test des résidus dans la fonction de gains) et le nouveau coefficient de la variable de migration après instrumentation (T2SLS). Le test d'endogénéité obtenu est significatif pour tous les niveaux, y compris pour les niveaux *Inf*, alors que la méthode d'Heckman (*via* le seul changement de ZE) ne permet pas de détecter l'effet de caractéristiques inobservables pour les niveaux *Inf*. La détection de l'effet des inobservables pour les niveaux *Inf* par cette méthode renforce donc l'intérêt d'utiliser la distance pour estimer l'impact de la migration sur le salaire.

En outre, cette procédure d'instrumentation des variables de la fonction de gains permet d'observer que certaines explicatives du salaire peuvent aussi influencer la migration. La dépendance de la variable de Migration à d'autres variables explicatives de la fonction de gains introduit une autre source de biais liée à des facteurs observables (Hausman 1978), ce qui rend la variable de Migration d'autant plus endogène. Toutefois, leur effet reste marginal et il a été indiqué dans la section précédente (paragraphe 3.3).

## **4.2. Le rendement de la distance : un effet contrasté entre les niveaux d'études**

Avant d'évaluer les rendements de la distance lors du changement de ZE, précisons que l'influence des autres paramètres de la fonction de gains du tableau 4 renvoient à nombre d'effets connus. Ils ne seront donc pas commentés ici. Nous retrouvons, en effet, des signes attendus sur l'influence du genre, du niveau d'études, de l'âge, des temps de chômage, du temps de travail, de la taille de l'entreprise et du contrat de travail sur le salaire. Le contexte territorial d'emploi (pôle d'emploi et ensemble régional) détermine aussi significativement le salaire des jeunes. Enfin, bien que non reproduits dans le tableau 4, les salaires sont également variables en fonction des secteurs d'activité et des fonctions exercées.

---

<sup>20</sup> Précisons ici que le test de Sargan de validité des instruments est significatif pour la plupart des variables employées dans l'équation de migration qui ne figurent pas dans la fonction de gains. Lorsque ce test ne s'est pas avéré significatif, la variable a quand même été retenue comme instrument si son effet était bien plus significatif sur la migration que sur le salaire. Le choix des instruments suivant le principe d'« inclusion/exclusion » est toujours une opération délicate, pour une discussion voir Magrini (2006).

Les rendements de la mobilité ont été calculés à partir du coefficient de la variable de migration estimée avant et après instrumentation dans la fonction de gains, correspondant respectivement aux colonnes OLS et T2SLS du tableau 5. Concernant l'instrumentation, les deux équations de migration estimées à la section 3 ont été employées.

Le modèle OLS correspond à l'estimation par les moindres carrés ordinaires du coefficient de la variable Migration dans la fonction de gains. Les résultats associés pour différentes distances parcourues semblent aller dans « le sens commun » où l'effort de migration serait rémunéré (rendements positifs), et ce d'autant plus que la distance parcourue est grande. Ainsi, en fonction des niveaux et de la distance parcourue, le plus bas rendement serait de 1,2% pour les Bac+5 ayant parcouru 50km, tandis que les niveaux intermédiaires de formation ayant parcouru 900km obtiendraient le plus haut rendement de 6,3%. Ce sont les plus formés qui tirent le moins d'avantages de l'effort de mobilité. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que le coût de la migration est moins élevé pour eux. Il peut également traduire le fait que ces niveaux de formation font face à un marché national du travail. Dans cet esprit, la mobilité géographique est une conséquence attendue qui ne requiert pas, chez ces hauts formés, un amortissement des coûts attachés à la migration. Néanmoins, ce constat mérite d'être relativisé car il s'agit ici de taux de rendement et non de valeur absolue du gain salarial. La comparaison en valeur absolue entre les niveaux de formation pourrait renverser cette tendance.

Pour autant, il existe des facteurs inobservés qui peuvent à la fois expliquer la décision de migrer et influencer le salaire, contribuant à l'endogénéité de la variable de migration. Une partie de ces rendements est donc *a priori* attribuée à tort au seul rôle de la migration. C'est pourquoi, la fonction de gains a été estimée en instrumentant la variable de migration comme expliqué *supra* (paragraphe 4.1). Cette instrumentation a été réalisée selon les deux équations de migration estimées en section 3. Deux résultats majeurs ressortent de ces instrumentations. D'abord, l'effet de caractéristiques inobservées biaise différemment à la hausse ou à la baisse le rendement de la migration selon le niveau d'études (4.2.1). Ensuite, les différences de rendement obtenues par les deux équations de migration montrent l'existence d'un « arbitrage territorial » au sein de l'arbitrage coûts/bénéfices de la décision de migrer (4.2.2).

**Tableau 4 Fonction de gains estimée par la méthode d'instrumentation de la distance parcourue lors du changement de ZE  
(méthode de Nelson et Olson)**

Variable dépendante : ln(salaire en 2001)	TOUS	Niveaux SUP		Niveaux INF		TOUS	Niveaux SUP		Niveaux INF
		BAC+5	BAC+2/+3/+4				BAC+5	BAC+2/+3/+4	
Constante	7,295 ***	7,586 ***	7,095 ***	6,948 ***	Pôle d'emploi en 2001	réf.	réf.	réf.	réf.
Femme	-0,076 ***	-0,100 ***	-0,059 ***	-0,085 ***	pôle urbain	-0,021 ***	0,000	-0,020 **	-0,018 ***
Niveau d'études certifié	-0,390 ***			-0,045 ***	pôle périurbain	-0,014 **	0,128 ***	-0,012	-0,017 **
non qualifié	-0,376 ***			-0,023 ***	pôle multipolarisé	-0,028 ***	0,082 ***	-0,041 ***	-0,029 ***
Cap / Bep	-0,359 ***			réf.	pôle rural				
Bac	-0,261 ***		-0,049 ***		Ens. régional d'emploi en 2001	réf.	réf.	réf.	réf.
Bac +2	-0,306 ***		-0,081 ***		Ile-de-France (IDF)	-0,106 ***	-0,089 ***	-0,136 ***	-0,074 ***
Bac +3	-0,216 ***		réf.		Bassin Parisien	-0,099 ***	-0,181 ***	-0,126 ***	-0,068 ***
Bac +5	réf.				Nord	-0,076 ***	-0,126 ***	-0,105 ***	-0,037 ***
Age en 1998	0,014 ***	0,008 ***	0,015 ***	0,012 ***	Est	-0,116 ***	-0,120 ***	-0,151 ***	-0,079 ***
Nb. mois au chômage	-0,006 ***	-0,012 ***	-0,009 ***	-0,004 ***	Ouest	-0,134 ***	-0,152 ***	-0,167 ***	-0,101 ***
Temps de travail	réf.	réf.	réf.	réf.	Sud-Ouest	-0,097 ***	-0,131 ***	-0,120 ***	-0,062 ***
temps complet	-0,233 ***	-0,308 ***	-0,201 ***	-0,237 ***	Centre-Est	-0,113 ***	-0,152 ***	-0,146 ***	-0,076 ***
temps partiel 80%	-0,408 ***	-0,371 ***	-0,447 ***	-0,386 ***	Méditerranée				
60%	-0,447 ***	-0,624 ***	-0,535 ***	-0,407 ***	« retour à la maison »	-0,028 **	0,156 ***	-0,037 **	-0,057 ***
50%	-0,680 ***	-0,931 ***	-0,726 ***	-0,615 ***					
30%									
Taille de l'entr.	réf.	réf.	réf.	réf.	ln(distance km lors du ch. de ZE)				
moins de 10 salariés	0,021 ***	0,049 ***	0,004	0,026 ***	estimation OLS $\times 10^{-2}$	0,698 ***	0,354 ***	0,896 ***	0,607 ***
entre 10 et 50 salariés	0,065 ***	0,142 ***	0,053 ***	0,059 ***	test du biais d'endogénéité	-0,004 **	0,041 ***	-0,008 ***	-0,006 ***
entre 50 et 500 salariés	0,124 ***	0,173 ***	0,099 ***	0,126 ***	Instrumentation par Eq. Migr. 1				
plus de 500 salariés					estimation T2SLS $\times 10^{-2}$	0,658 **	-4,152 ***	1,013 ***	0,775 ***
Secteur privé (réf. public)	-0,028 ***	-0,015	-0,029 ***	-0,021 ***					
Contrat de travail	réf.	réf.	réf.	réf.					
CDI	-0,065 ***	-0,148 ***	-0,098 ***	-0,037 ***	R <sup>2</sup>	63%	47%	49%	50%
CDD	-0,376 ***	-	-0,389 ***	-0,370 ***					
contrat de formation	-0,206 ***	-	-0,352 ***	-0,186 ***					
contrat emploi solidarité	-0,231 ***	-0,360 ***	-0,288 ***	-0,155 ***					
emploi jeune	0,103 ***	0,124 ***	0,124 ***	-0,026 **					
autre statut									

Lecture : \*\*\* significatif à 1%, \*\* à 5%, \* à 10%

Les secteurs d'activités et les fonctions exercées ont également été pris en compte dans l'estimation, mais ne sont pas reproduits dans le tableau.

*NB* : l'estimation de la fonction de gains correspond à celle où la variable de migration « ln(distance en km lors du ch. de ZE) » a été instrumentée, son coefficient correspond à l'estimation T2SLS. L'instrumentation a été réalisée ici par l'équation de migration 1 (tableau 3). A titre de comparaison, le coefficient obtenu par les moindres carrés ordinaires est rappelé (estimation OLS). Le test du biais d'endogénéité est également précisé et correspond à l'introduction des résidus de l'estimation de l'équation de migration par le Tobit dans l'estimation OLS de la fonction de gains. Les rendements calculés à partir du coefficient de cette variable de migration sont présentés dans le tableau 5.



**Tableau 5. Les rendements associés à la distance parcourue lors du changement de ZE selon la méthode d'estimation employée**

	TOUS			Niveaux SUP						Niveaux INF		
				Bac+5			Bac+2/+3/+4					
	OLS	2TSLS		OLS	2TSLS		OLS	2TSLS		OLS	2TSLS	
		éq. Mig. 1	éq. Mig. 2		éq. Mig. 1	éq. Mig. 2		éq. Mig. 1	éq. Mig. 2		éq. Mig. 1	éq. Mig. 2
Coefficient estimé dans la fonction de gains de la var. de migration	0,0070***	0,0064**	0,0037**	0,0035***	-0,0389***	-0,0060***	0,0090***	0,0117***	0,0077***	0,0061***	0,0075***	0,0057***
Les rendements de la distance associés :												
50 km	2,4%	2,2%	1,3%	1,2%	-12,4%	-2,0%	3,1%	4,1%	2,7%	2,1%	2,6%	2,0%
100 km	3,1%	2,8%	1,6%	1,6%	-15,7%	-2,6%	4,0%	5,3%	3,4%	2,7%	3,3%	2,5%
300 km	4,0%	3,7%	2,1%	2,0%	-19,7%	-3,3%	5,2%	6,8%	4,4%	3,5%	4,3%	3,3%
600 km	4,5%	4,2%	2,4%	2,3%	-21,9%	-3,7%	5,9%	7,7%	5,0%	3,9%	4,9%	3,7%
900 km	4,8%	4,4%	2,5%	2,4%	-23,2%	-4,0%	6,3%	8,2%	5,4%	4,2%	5,2%	3,9%
distance médiane en km	3,3%	3,1%	1,8%	1,9%	-18,8%	-3,2%	4,3%	4,3%	4,3%	2,7%	3,3%	2,5%
(de chaque groupe)	(110 km)			(210 km)			(110 km)			(80 km)		

Lecture : \*\*\* significatif à 1%, \*\* à 5%, \* à 10%

OLS : estimation du coefficient de la variable de migration (distance lors du changement de ZE) par les Moindres Carrés Ordinaires

2TSLs : estimation du coefficient de la variable de migration (distance lors du changement de ZE) instrumentée par un modèle Tobit

#### **4.2.1. Résultat de l'instrumentation par l'équation 1 : un rendement de la migration sur-estimé pour les Bac+5 et sous-estimé pour les autres niveaux d'études**

Pour les Bac+5 le coefficient de la distance s'avère largement surestimé puisqu'il devient négatif (comparaison des colonnes OLS et T2SLS, éq. Mig. 1, du tableau 5). En d'autres termes, la rémunération obtenue au travers de la migration ne correspond qu'à l'effet de caractéristiques inobservées. Ce résultat confirme le biais d'auto-sélection positif détecté chez les migrants Bac+5 par la méthode d'Heckman. En effet, lorsqu'on emploie cette méthode, le coefficient de corrélation des résidus de l'équation de migration et de la fonction de gains des migrants est positif.

Au contraire, pour les autres niveaux de formation le rendement de la migration s'avère sous-estimé. En particulier, si la méthode d'Heckman ne permettait pas de révéler cet effet des inobservables chez les moins formés, l'instrumentation de la distance montre ici un effet défavorable de facteurs inobservés. Ainsi, bien que ces individus souffrent de caractéristiques défavorables qui les ont probablement contraints à élargir leur champ spatial de prospection, on peut supposer qu'ils n'acceptent un emploi extérieur que si celui-ci rémunère en partie ou totalement le coût de migration. Les Bac+2/+3/+4 obtiennent des rendements de la migration plus élevés que les jeunes de niveau *Inf*. Ces différences rendent compte d'un coût de migration différencié entre ces niveaux d'études, mais également de l'étendue plus réduite de la fourchette des rémunérations pour les jeunes de niveau *Inf*.

Ces taux de rendements sont loin d'être négligeables. Pour les Bac+2/+3/+4, parcourir plus de 600km offre un rendement correspondant ou dépassant celui associé à une année d'études supplémentaire. Pour les niveaux *Inf*, les différentes distances parcourues représentent le rendement d'une à deux années d'études supplémentaires. Toutefois, une nuance doit être apportée du fait du rendement associé au « retour à la maison » (tableau 4). En effet, nous avons précisé que pour 10% des jeunes migrants, cette migration correspondait à un retour vers la ZE de classe de 6<sup>ème</sup>. L'effet moyen de ce retour correspond à une perte d'un peu moins de 6% chez les niveaux *Inf* et de 4% chez les Bac+2/+3/+4. En revanche, le « retour à la maison » des Bac+5 correspond à un rendement positif, ce qui laisse supposer que ces jeunes ont pu disposer de réseaux locaux favorisant leur insertion. Mais il reste difficile d'associer ces résultats aux rendements précédents de la distance car il s'agit ici du seul changement de ZE et non de la distance.

#### **4.2.2. Résultat de l'instrumentation par l'équation 2 : des arbitrages « territoriaux » interviennent dans l'arbitrage coûts/bénéfices de la migration**

Les rendements que nous venons d'interpréter sont obtenus au regard des *observables* qui expliquent la variable de migration : les déterminants de l'équation de migration (*ie.* les instruments) et des déterminants marginaux de la fonction de gains. Ces rendements renvoient à l'arbitrage coûts/bénéfices de la décision de migrer. Pour être plus précis, une variable qui renforce la migration en réduit d'autant son rendement puisqu'elle rend la migration moins coûteuse. Au contraire, une variable qui freine la décision de migrer rend ce choix plus coûteux, et donc, nécessite un salaire d'autant plus élevé pour que la décision de migrer soit prise. Dès lors, le rendement de la migration est variable selon les déterminants identifiés (*ie.* l'arbitrage coûts/bénéfices de la migration varie).

Suivant ce mécanisme, l'introduction des variables d'écarts des caractéristiques territoriales, significatives dans *l'équation de migration 2*, modifient significativement le rendement de la migration. En effet, suite à leur introduction dans l'équation de migration, les rendements de tous les niveaux changent (comparaison des colonnes T2SLS éq. Mig. 1 et éq. Mig. 2 du tableau 5). Plus précisément, pour les niveaux *Inf* et les Bac+2/+3/+4 le rendement diminue et pour les Bac+5 le rendement négatif se rapproche de la nullité. Ces résultats s'expliquent alors par le fait que les migrants intègrent l'« avantage comparatif » associé au nouveau territoire qui compense une partie des coûts de migration révélés au travers de *l'équation de migration 1*, et donc, réduit le rendement exigé de la migration. En particulier, le fait de se tourner vers un territoire présentant une densité démographique plus grande et un taux de chômage moins élevé que le site de départ, indique que les probabilités de re-emploi sont plus élevées, en cas de mauvais appariement dans l'emploi pris par migration. Le risque pris en acceptant un emploi éloigné, pour lequel le risque d'erreur d'évaluation est plus grand, est donc moins élevé et *de facto* moins rémunéré. Des telles caractéristiques territoriales assurent également une progression professionnelle probablement plus avantageuse, et donc, compense aussi une partie du coût associé à l'acceptation de migrer vers un site éloigné. Ainsi, les caractéristiques territoriales contribuent également à définir l'arbitrage coûts/bénéfices de la décision de migrer.

Enfin, précisons que le rendement du seul changement de ZE a également été évalué à titre de comparaison. Son estimation ne renvoie qu'un effet moyen bien supérieur à celui évalué avec la distance<sup>21</sup>. D'une part, cet effet moyen surestime le rendement des migrations de courtes distances. D'autre part, il ne prend pas en compte le coût marginal décroissant de la migration qui atténue le rendement des grandes distances. En d'autres termes, une variable dichotomique reflète assez peu la diversité des coûts de migration par rapport à la précision de la distance. Le double constat de la variabilité des rendements de la migration en fonction de la distance et de la détection d'effets inobservables avec l'usage de la distance renforce ainsi le choix d'une méthode d'estimation fondée sur la distance pour évaluer les rendements de la mobilité spatiale.

## Conclusion

La prise en compte de la distance enrichie considérablement l'évaluation de l'impact salarial de la mobilité géographique. Elle permet de mieux expliciter l'arbitrage coûts/bénéfices de la décision de migrer, tout en contrôlant l'effet de caractéristiques inobservables intervenant dans le processus de migration pour motif professionnel pour l'ensemble des jeunes, y compris au sein des bas niveaux de formation.

Parmi les déterminants du coût de migration entre Zones d'Emploi, vu au travers de la distance entre la résidence de fin d'études en 1998 et le lieu d'emploi en 2001, le niveau d'études de l'individu, celui du conjoint(e), le nombre d'enfants, le parcours antérieur de mobilité et des caractéristiques de l'espace de départ sont apparus significatifs pour l'ensemble des jeunes, avec des variations non négligeables d'un niveau d'études à l'autre.

---

<sup>21</sup> Les rendements du seul changement de ZE obtenus par l'estimation OLS sont de 3% pour l'ensemble de l'échantillon, 2% pour les Bac+5, 3,5% pour les Bac+2/+3/+4 et 2,9% pour les niveaux *Inf*. Après instrumentation par l'équation de migration 1, ils sont respectivement de 8,1%, -26,4%, 9,4% et 11%. Après instrumentation par l'équation de migration 2, ils sont respectivement de l'ordre de 4,6%, -5,3%, 7,6% et 7,3%.

Concernant le rendement de cette mobilité, les estimations menées par niveau d'études révèlent des résultats nettement différenciés. Le bénéfice de la migration des Bac+5 correspond en fait à la rémunération de qualités inobservables favorables. On peut donc en déduire que les Bac+5 sont confrontés à un marché national du travail, et par conséquent, leur effort de mobilité spatiale n'exige pas une compensation des coûts de migration en sus de la rémunération de leurs qualités intrinsèques. Les autres niveaux obtiennent, au contraire, un rendement positif de la migration, malgré l'effet défavorable de caractéristiques inobservables. Les rendements obtenus sont relativement élevés y compris pour les bas niveaux de formation. A la différence des Bac+5, ces jeunes sont confrontés à une multitude de marchés locaux du travail (les ZE) et le passage de l'un à l'autre nécessite une rémunération des coûts de migration subis, en fonction de la distance parcourue et de caractéristiques individuelles et familiales. Ce surplus salarial est toutefois plus ou moins compensé par l'« avantage comparatif » associé au territoire de destination par rapport au territoire de départ et rend ainsi le rendement de la migration variable en fonction des caractéristiques territoriales.

Ces résultats ont pu être obtenus grâce à l'emploi d'une échelle infra-régionale plus représentative des marchés locaux du travail que l'échelle régionale habituellement utilisée dans ce type d'étude et grâce, également, à l'usage de la distance, concept clé des théories économiques s'intéressant au rôle de l'espace. L'impact significatif des distances parcourues dans l'évaluation du rendement de la migration ouvre ainsi des voies de recherche importantes dans un domaine où les études sont relativement rares pour la France.

## Bibliographie

- BEAUMERT F., 1992, « L'analyse des disparités locales de chômage : objets et enjeux », in Arliaud M., Lamanthe A., Romani C., *Les approches du local. Objets, méthodes et itinéraires de recherche*, Céreq Document de travail, n°76, pp. 43-64.
- BEHAGHEL L., 2003, « Insécurité de l'emploi : le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France? », *Economie et Statistique*, n°366, pp. 3-29.
- BOUABDALLAH K., CAVACO S. et LESUEUR J-Y., 2002, « Recherche d'emploi, contraintes spatiales et durée de chômage : une analyse microéconométrique », *Revue d'Economie Politique*, n°1, pp. 137-156.
- BRUTEL C., JEGOU M., RIEU C., 2000, « La mobilité géographique et la promotion professionnelle des salariés : une analyse par aire urbaine », *Economie et Statistique*, n° 336, pp. 53-68.
- BURDETT K. et MORTENSEN D., 1980, « Search, layoffs and labor market equilibrium », *Journal of Political Economy*, vol. 88, pp. 652-672.
- CEREQ, 2002, « Quand l'école est finie... Premiers pas dans la vie active de la Génération 98 », [www.cereq.fr](http://www.cereq.fr).
- CLARK D.E. et COSGROVE J., 1991, « Amenities versus Labor Market opportunities : choosing the optimal distance to move », *Journal of Regional Science*, vol. 31, n°3, pp. 311-328.
- DAMETTE F. et SCHEIBLING J., 2003, « Chapitre 7 : Migrations et Géographie du Travail », in *Le territoire français, permanences et mutations*, éd. Hachette, pp. 181-203.

- DAUNE-RICHARD A-M., 2003, « *Les femmes et la société salariale : France, Royaume-Uni, Suède* », The 6th ESA "Ageing Societies, New Sociology", ESA - European Sociological Association, Murcia, Spain, 23-26 septembre.
- DA VANZO J., 1983, « Repeat Migration in the United States : Who Moves Back and Who Moves on ? », *Review of Economics and Statistics*, vol. 65 (4), pp. 552-559.
- DETANG-DESSENDRE C., DRAPIER C et JAYET H., 2004, « The Impact of Migration on Wage : Empirical Evidence from French Youth », *Journal of Regional Science*, vol. 44, n°4, pp. 661-691.
- DRAPIER C., 2001, « Le rôle de la mobilité géographique dans l'insertion professionnelle des jeunes : une application au cas de la France », *Thèse de doctorat*, Université de Lille 1.
- DRAPIER C. et JAYET H., 2002, « Les migrations des jeunes en phase d'insertion professionnelle en France. Une comparaison selon le niveau de qualification. », *Revue d'économie rurale et urbaine*, n°3, pp. 355-376.
- DUBAR C., 1991, *La Socialisation. Construction des identités sociales et professionnelles*, Colin, Paris.
- DUMARTIN S., 1995, « Mobilité géographique et insertion professionnelle des jeunes », *Economie et Statistique*, n°283-284, pp. 97-110.
- DUPRAY A. et MOULLET S., 2005, « Les salaires des Hommes et des Femmes. Des progressions particulièrement inégales en début de vie active. », *Céreq Bref*, n°219.
- FALARIS M., 1988, « Migration and wage of young men », *Journal of Human Resources*, vol. XXIII (4), pp. 514-534.
- FOTHERINGHAM A. S. et OKELLY M. E., 1989, *Spatial Interaction Models: Formulations and Applications*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- GALLAWAY L., GILBERT R. et SMITH P., 1967, « The Economics of Labor Mobility: An Empirical Analysis », *Western Economic Journal*, vol. 5, pp. 211-23.
- GIRET J-F., 2000, *Pour une économie de l'insertion professionnelle des jeunes*, CNRS Editions, Paris.
- GIRET J-F et ROUX V., 2004, « Vivre au pays : comment les sortants de l'enseignement supérieur s'insèrent dans leur zone rurale d'origine ? », Communication aux Journées Scientifiques du RESUP, *Les figures territoriales de l'Université*, Toulouse-Le Mirail, 3-4 juin.
- GOUX D., 1991, « Coup de frein sur les carrières », *Economie et Statistique*, n°249, pp. 75-85.
- GRASLAND C., 2005, *Site Pédagogique de Claude Grasland*, [www.grasland.cicrp.jussieu.fr/grasland/index2005.html](http://www.grasland.cicrp.jussieu.fr/grasland/index2005.html).
- GREENWOOD M.J., 1997, « Internal Migration in Developed Countries », in *Handbook of Population and Family Economics*, Chapter 12, Vol. 1B, Elsevier Science, pp. 647-720.
- HAUSSMAN J.A., 1978, « Specification test in econometrics », *Econometrica*, vol.46, pp.1251-1271.
- HECKMAN J., 1979, « Sample selection biais as a specification error », *Econometrica*, vol. 47, n°1, pp. 153-161.
- HICKS J.R., 1932, *The theory of wages*. Editions Macmillan, Londres.

- ISARD W., 1960, *Methods of regional analysis: an introduction to regional science*. Cambridge: MIT Press.
- JAYET H., 1993, « Migration, mobilité professionnelle et urbanisation », Dossier de recherche Cesure, n°1/93.
- JOHNSON W., 1978, « A Theory of Job Shopping », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 92, pp. 261-277.
- LE MINEZ S. et ROUX S., 2002, « Les différences de carrières salariales à partir du premier emploi », *Économie et Statistique*, n° 351, p. 31-64.
- LEMISTRE Ph. et BRUYERE M., 2004, « Adéquation formation-emploi : le rôle de la spécialité », *Notes du Lirhe*, n° 394.
- LEMISTRE Ph. et MAGRINI, 2006, « La mobilité géographique des jeunes ouvriers et employés est-elle rentable ? », *Economie et Prévision*, à paraître.
- LIPPMAN, S.A. et McCALL, J.J., 1976a, « The Economics of Job Search: a Survey, part I : Optimal Job Search Policies », *Economic Inquiry*, vol. 14, june, pp.155-189.
- LIPPMAN, S.A. et McCALL, J.J., 1976b, « The Economics of Job Search: a Survey, part II : Empirical and Policy Implications of Job Search », *Economic Inquiry*, vol. 14, september, pp.347-368.
- LONG L., 1988, *Migration and Residential Mobility in the United States*. Russell Sage Foundation, New-York.
- MADALLA G., 1983, *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press.
- MAKOVER H.J., MARSCHAK J. et ROBINSON H.W., 1938, « Studies in mobility of labor : a tentative statistical measure », *Oxford Economic Papers*, vol. 1, pp. 83-123.
- MAKOVER H.J., MARSCHAK J. et ROBINSON H.W., 1939, « Studies in mobility of labor : analysis for Great Britain, Part I », *Oxford Economic Papers*, vol. 2, pp. 70-97.
- MAKOVER H.J., MARSCHAK J. et ROBINSON H.W., 1940, « Studies in mobility of labor : analysis for Great Britain, Part II », *Oxford Economic Papers*, vol. 4, pp. 39-62.
- MARGIRIER G., 2004, « Quelles mobilités géographiques en début de vie active ? », *Formation Emploi* n°87, pp. 15-27.
- MAGRINI-THIBAUT M-B., 2006, *La mobilité géographique des jeunes en insertion professionnelle*, Thèse de doctorat, Université de Toulouse 1.
- MAURIN E., 2004, « Le ghetto français », éd. Seuil, coll. *La République des Idées*.
- MINCER J., 1974, *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, New-York.
- MOLHO I., 1986. « Theories of Migration: a Review », *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 33, pp. 396-419.
- NAKOSTEEN R. et ZIMMER M., 1980, « Migration and Income: The Question of Self-Selection », *Southern Economic Journal*, vol. 46, pp. 840-851.
- NELSON F. et OLSEN L., 1978, « Specification and Estimation of a Simultaneous-Equation Model with Limited Dependent Variables », *International Economic Review*, vol.19, n°3, pp. 695-709.
- PAILHE A. et SOLAZ A., 2001, « Mobilité Géographique, Professionnelle et Gains Salariaux des Hommes et des Femmes », *SESAME, Séminaire d'Etudes et de statistiques Appliquées à la Modélisation en Economie*, septembre, Lille.

- PERRET C. et ROUX V., 2004 « La mobilité géographique en début de carrière : un moteur de réussite ? », *Formation Emploi* n°87, pp. 45-62.
- PICKLES A. et ROGERSON P., 1983, « Wage Distributions and Spatial Preferences in Competitive Job Search and Migration », *Regional Studies*, vol. 28 (2), pp. 131- 142.
- RAVENSTEIN E. G., 1889, « The laws of migration », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 52(2), pp. 214–301.
- RAVENSTEIN E. G., 1885, « The laws of migration », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 48(2), pp. 167–227.
- ROSE J., 1998, *Les jeunes face à l'emploi*, coll. Sociologie Economique, Desclée de Brouwer, Paris.
- SCHWARTZ A., 1976, « Migration, Age and Education », *The Journal of Political Economy*, vol. 84 (4), pp. 701-719.
- SCHWARTZ A., 1973, « Interpreting the Effect of Distance on Migration », *The Journal of Political Economy*, vol. 81 (5), pp. 1153-1169.
- SJAASTAD A. L., 1962, « The Costs and Returns of Human Migration », *Journal of Political Economy*, vol. 70, pp. 80-93.
- SPENCE M., 1973, « Job Market Signalling », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 87 (3), pp. 355-374.
- STEWART J. Q., 1941, « An inverse distance variation for certain social influences », *Science*, vol. 93(2404), pp. 89–90.
- STOUFFER S. A., 1960, « Intervening opportunities and competing migrants », *Journal of Regional Studies*, vol. 2(1), pp. 187–208.
- STOUFFER S. A., 1940, « Intervening opportunities: a theory relating mobility and distance », *American Sociological Review*, vol. 5(6), pp. 845–867.
- THOMAS A., 2000, *Econométrie des variables qualitatives*, éditions Dunod.
- WOLPIN K., 1987, « Estimating a Structural Search Model: The Transition from School to Work », *Econometrica*, vol. 55 (4), pp. 801-817.
- YANKOW J., 2003, « Migration, Job change, and wage growth : a new perspective on the pecuniary return to geographic mobility », *Journal of Regional Science*, vol. 43 (3), pp. 486-516.
- ZIPF G. K., 1946, « The P1P2/D Hypothesis: On the Intercity Movement of Persons. », *American Sociological Review*, vol. 11(6), pp. 677–686.

---

## Cahiers du GRES

---

Le Groupement de Recherche Economique et Sociales (GRES) réunit deux centres de recherche :

- *IFReDE* (Institut Fédératif de Recherches sur les Dynamiques Economiques), Université Montesquieu-Bordeaux IV
- *LEREPS* (Laboratoire d'Etudes et de Recherche sur l'Economie, les Politiques et les Systèmes Sociaux), Université des Sciences Sociales Toulouse 1

L'UR023 de l'Institut de Recherches pour le Développement (IRD) et le laboratoire EGERIE de l'Ecole Nationale des Ingénieurs des Travaux Agricoles de Bordeaux (ENITAB) sont associés au projet scientifique du GRES.

[www.gres-so.org](http://www.gres-so.org)

Université Toulouse 1  
LEREPS – GRES  
Manufacture des Tabacs  
21, Allée de Brienne  
F - 31 000 Toulouse  
France  
Tel. : +33-5-61-12-87-07  
Fax. : +33-5-61-12-87-08

Université Montesquieu-Bordeaux IV  
IFReDE – GRES  
Avenue Léon Duguit  
F - 33 608 Pessac Cedex  
France  
Tel. : +33-5-56-84-25-75  
Fax. : +33-5-56-84-86-47

---

### Cahiers du GRES (derniers numéros)

- 2006-14 : ISLA Anne, *Dynamique des référentiels économiques de l'action publique : participation des acteurs dans la définition des choix collectifs (illustration dans les secteurs publics de l'électricité et de l'eau)*
- 2006-15 : CARRINCAZEUX Christophe, FRIGANT Vincent, *L'internationalisation de l'industrie aérospatiale française durant les années 1990. La décennie de la rupture ?*
- 2006-16 : VIROL Stéphane, *Les trois dimensions du processus d'intégration régionale en Europe : une approche par l'économétrie spatiale*
- 2006-17 : BOCQUET Rachel, BROSSARD Olivier, *Information Technologies (IT) Adoption and Localized Knowledge Diffusion: an Empirical Study*
- 2006-18 : LANG Dany, *Can the Danish model of "flexicurity" be a matrix for the reform of European labour markets?*
- 2006-19 : BERR Eric, *Keynes et le développement soutenable*
- 2006-20 : OLTRA Vanessa, SAINT-JEAN Maïder, *Variety of technological trajectories in low emission vehicles (LEVs): A patent data analysis*
- 2006-21 : CORIS Marie, *Free Software's Market-Oriented Aspects: The Example of Free Software Service Companies in France*
- 2006-22 : LAYAN Jean-Bernard, LUNG Yannick, *Les contours toujours imprécis de l'espace automobile méditerranéen*
- 2006-23 : YILDIZOGLU Murat, *Reinforcing the patent system? Patent fencing, knowledge diffusion and welfare*
- 2006-24 : CHEVASSUS-LOZZA Emmanuelle, GALLIANO Danielle, *Intra-firm trade and european integration: Evidences from the french multinational agribusiness*
- 2006-25 : NICET-CHENAF Dalila, *Analyse des échanges intra et inter blocs des pays du MERCOSUR vis-à-vis de l'ALENA, du pacte ANDIN et de l'UE15: une analyse en terme de création/détournement de trafic*
- 2006-26 : MAGRINI Marie-Benoît, *L'arbitrage coûts/bénéfices de la mobilité spatiale des jeunes actifs*

---

La coordination scientifique des Cahiers du GRES est assurée par Alexandre MINDA (LEREPS) et Vincent FRIGANT (IFReDE). La mise en page est assurée par Dominique REBOLLO.